Analyse économique

Série de documents de recherche

Un examen du rôle du capital public dans la production

par Ryan Macdonald

N° 050

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

Un examen du rôle du capital public dans la production

par
Ryan Macdonald

11F0027MIF N° 050
ISSN : 1703-0412
ISBN : 978-0-662-08720-5

Division de l'analyse microéconomique
18-F, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture
Statistique Canada, Ottawa K1A 0T6

Avril 2008

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0027MIE, no. 050).

Note de reconnaissance :

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées dans le site www.statcan.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

Série de documents de recherche sur l'analyse économique

La série de documents de recherche sur l'analyse économique permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel du Secteur des études analytiques et des comptes nationaux, les boursiers invités et les universitaires associés. La série de documents de recherche a pour but de favoriser la discussion sur un éventail de sujets tels que les répercussions de la nouvelle économie, les questions de productivité, la rentabilité des entreprises, l'utilisation de la technologie, l'incidence du financement sur la croissance des entreprises, les fonctions de dépréciation, l'utilisation de comptes satellites, les taux d'épargne, le crédit-bail, la dynamique des entreprises, les estimations hédoniques, les tendances en matière de diversification et en matière d'investissements, les différences liées au rendement des petites et des grandes entreprises ou des entreprises nationales et multinationales ainsi que les estimations relatives à la parité du pouvoir d'achat. Les lecteurs de la série sont encouragés à communiquer avec les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

Les documents sont diffusés principalement au moyen d'Internet. Ils peuvent être téléchargés gratuitement sur Internet, à www.statcan.ca.

Tous les documents de recherche de la Série d'analyse économique font l'objet d'un processus de révision institutionnelle et d'évaluation par les pairs afin de s'assurer de leur conformité au mandat confié par le gouvernement à Statistique Canada en tant qu'agence statistique et de leur pleine adhésion à des normes de bonne pratique professionnelle, partagées par la majorité.

Les documents de cette série comprennent souvent des résultats provenant d'analyses statistiques multivariées ou d'autres techniques statistiques. Il faut noter que les conclusions de ces analyses sont sujettes à des incertitudes dans les estimations énoncées.

Le niveau d'incertitude dépendra de plusieurs facteurs : de la nature de la forme fonctionnelle de l'analyse multivariée utilisée; de la technique économétrique employée; de la pertinence des hypothèses statistiques sous-jacentes au modèle ou à la technique; de la représentativité des variables prises en compte dans l'analyse; et de la précision des données employées. Le processus de la revue des pairs vise à garantir que les documents dans les séries correspondent aux normes établies afin de minimiser les problèmes dans chacun de ces domaines.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
18e étage, Immeuble R.-H.-Coats
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Remerciements

Je tiens à remercier M. John Baldwin de ses conseils et remarques durant la rédaction du présent document. Ses commentaires en ont rehaussé la portée et la qualité. J'ai aussi fort apprécié les conversations que j'ai eues avec Guy Gellatly et les commentaires d'un arbitre externe. La présente étude s'appuie sur des travaux réalisés antérieurement par Lauren Bin Dong. Elle prolonge l'analyse originale grâce à l'utilisation de données de panel provinciales mises à jour et de l'ensemble de données KLEMS. Cette étude a pour fondement le thème de l'ébauche rédigée par M^{me} Bin Dong et une série d'estimations initiales des taux de rendement.

Table des matières

Résumé 6

Sommaire exécutif 7

1 Introduction 9

2 Produit intérieur brut agrégé et capital public 11

3 Ensembles de données 13

4 Approche de la fonction de production 15

4.1 Méthode économétrique 17

5 Approche de la fonction de coût 25

5.1 Méthode économétrique 27

6 Taux de rendement du capital public 41

7 Conclusion 46

Bibliographie 48

Résumé

La présente étude a pour but de déterminer si le taux des obligations d'État à long terme peut ou non être raisonnablement employé comme taux de rendement du capital public dans le calcul du produit intérieur brut du secteur public. Elle indique que le taux de rendement du capital public est souvent plus faible que celui publié et qu'il concorde approximativement avec celui du capital privé. Étant donné qu'il existe une gamme d'estimations plausibles, nous concluons que le taux des obligations d'État à long terme pourrait être utilisé comme estimation prudente du taux de rendement de l'infrastructure publique.

Des études antérieures ont révélé que les estimations fondées sur la fonction de production ont tendance à donner des taux de rendement incroyablement élevés, tandis que celles fondées sur la fonction de coût semblent fournir des résultats plus raisonnables. Nous montrons dans le présent document que la croissance du capital public et celle de la productivité mutifactorielle (PMF) évoluent de la même façon et soutenons que les estimations de l'effet du capital public fondées sur la fonction de production surestiment par conséquent cet effet, parce qu'elles englobent une partie de ce qui est inclus dans les estimations de la PMF. Nous montrons aussi que la similarité entre la croissance du capital public et celle de la PMF donne lieu à un grand intervalle de confiance autour des estimations de l'élasticité du capital public produites d'après le cadre de la fonction de production. Par la suite nous calculons un intervalle de confiance d'après la fonction de production d'abord estimée en tenant compte de la croissance de la PMF, puis en n'en tenant pas compte. Ensuite, nous utilisons une fonction de coût pour obtenir des estimations plus précises de la réduction des coûts marginaux attribuable au capital public. Fait important, l'estimation calculée d'après la fonction de coût se situe dans la partie inférieure de l'intervalle de confiance établi d'après la fonction de production. Nous montrons alors que le taux de rendement associé aux estimations chevauchantes couvre un intervalle qui s'étend du taux moyen des obligations d'État à long terme au taux de rendement du capital privé.

Mots-clés : infrastructure, taux de rendement, valeur aberrante

Sommaire exécutif

Le capital public constitue le fondement de l'économie canadienne. Le réseau routier et les réseaux de distribution d'eau et d'égouts, qui en représentent la plus grande part, réduisent le coût de transport, permettent une plus grande concentration de personnes et d'entreprises, favorisent les économies d'agglomération et donnent accès à des marchés plus vastes et plus diversifiés.

Malgré la contribution du capital public à l'économie, il s'est avéré difficile de produire une estimation robuste du taux de rendement de l'investissement dans ce capital. Au Canada, la fourniture de capital public est financée principalement par voie de taxation. Elle n'a dans le secteur privé aucun équivalent que l'on pourrait utiliser comme approximation de son taux de rendement ni aucun marché commercial pour ses produits. Par conséquent, le taux de rendement doit être estimé par une méthode économétrique.

Malheureusement, les méthodes économétriques n'ont pas produit de consensus quant à une valeur raisonnable du taux de rendement. Selon la méthode appliquée, des estimations aussi élevées que 50 % et aussi faibles que 0 % ont été obtenues.

L'incertitude concernant les estimations s'est avérée si importante qu'aucun taux économique de rendement n'est associé au capital public dans l'estimation du produit intérieur brut (PIB) du secteur public. Seule la dépréciation du capital public entre dans le calcul.

Nous examinons dans le présent document les questions que soulèvent l'incertitude entourant les estimations du taux de rendement. Nous appliquons diverses méthodes économétriques et accordons une attention particulière aux problèmes que posent les séries chronologiques dans l'estimation. Nous abordons au long de cette étude un certain nombre de questions relatives à l'incertitude.

- Pourquoi est-il si difficile d'estimer le taux de rendement?

  La croissance du capital public et celle de la productivité mutifactorielle (PMF) sont forts semblables. Par conséquent, l'introduction de la PMF et du capital public dans une régression donne lieu à un phénomène de multicolinéarité. Il s'agit d'un problème de données qui entrave l'estimation exacte du taux de rendement. Les estimations de l'effet du capital public sont reflétées par la PMF, ce qui aboutit à un effet nul, ou bien elles reflètent des éléments de la PMF, ce qui gonfle l'effet du capital public. Le problème est particulièrement prononcé dans le cas de fonctions de production agrégées.

- L'approche préférable est-elle celle de la fonction de coût ou celle de la fonction de production?

  Les estimations fondées sur la fonction de coût donnent généralement à penser que l'effet du capital public est positif et de plus faible intensité que ne l'indiquent les estimations fondées sur la fonction de production. Elles sont généralement considérées comme étant plus crédibles. Dans le présent document, nous supposons que les deux approches fournissent

chacune des renseignements utiles. Nous utilisons les estimations des fonctions de coût et de production pour « déterminer par triangulation » qu'elles pourraient être une valeur raisonnable de l'effet du capital public. La « triangulation » laisse entendre qu'une élasticité comprise entre 0,10 et 0,15 et un taux de rendement centré sur 17 % sont appropriés.

- Quelle approche d'estimation est préférable?

Nous appliquons diverses méthodes d'estimation afin de vérifier la robustesse des estimations. Nous recourons à l'analyse des séries chronologiques, pour des éléments tels que les racines unitaires, afin d'éviter les résultats fallacieux. En outre, comme l'analyse porte sur des ensembles de données de panel, la procédure d'estimation tient compte des effets fixes propres aux unités. Hormis ces considérations, l'analyse est robuste aux changements de stratégie d'estimation.

- Quel taux de rendement du capital public est raisonnable?

Nous montrons que, bien qu'il soit difficile de donner un chiffre exact pour le taux de rendement du capital public, celui-ci est supérieur à zéro. Nous montrons aussi que les taux de rendement élevés présentés dans la littérature sont vraisemblablement dus au fait que l'estimation de l'élasticité reflète des éléments de la croissance de la PMF. Des ensembles de données permettant de tenir compte d'une variation plus importantes dans la série chronologique sous-jacente sont nécessaires pour obtenir des résultats plus précis. Dans le présent document, nous obtenons ces ensembles en passant à des données provinciales sur les coûts. L'intervalle « triangulé » corrobore l'un et l'autre argument. Les taux de rendement obtenus ont une moyenne de 17 %, mais ils continuent de couvrir un intervalle relativement grand, allant de près de 5 % à 29 %. Néanmoins, ils appuient l'idée que le taux moyen des obligations d'État à long terme peut être utilisé comme estimation prudente du taux de rendement du capital public.

1 Introduction

Le capital public investi dans les routes, la navigation aérienne, les canaux et les réseaux de distribution d'eau et d'égouts accroît la capacité productive d'une économie. Il permet de plus fortes concentrations géographiques des ressources économiques et facilite le mouvement des biens et des personnes. Il rend possible l'accès à un plus grand marché et à un plus vaste choix d'employeurs et d'employés. Il influe sur les marchés des facteurs de production et des produits, contribue à la détermination de modèles de développement spatial et offre un grand réseau à faible coût aux utilisateurs individuels. Bref, le capital public est la fondation sur laquelle est érigée l'économie.

Une abondante littérature s'appuyant sur ces idées donne à penser que le capital public joue un rôle important, dont il est souvent omis de tenir compte, dans la production privée (voir par exemple, Aschaeur, 1989; Munnel, 1990a, 1990b; Shah, 1992; Berndt et Hanson, 1992; Lynde et Richmond, 1992; Nadiri et Mamuneas, 1994; Conrad et Seitz, 1994; Morrison et Schwartz, 1996; Fernald, 1999; Pereira, 2000; et Ramirez, 2004).

Ces études se fondent sur les fonctions de production et de coût pour estimer l'élasticité de la production par rapport au capital public ou l'épargne marginale que produit pour le secteur privé une unité supplémentaire de capital public, respectivement. Leurs auteurs soutiennent que l'effet du capital est appréciable, qu'il varie en fonction du temps et que l'évolution de l'investissement public en infrastructure a un effet qui diffère selon la branche d'activité.

Nous examinons ces arguments en nous servant de données canadiennes publiées dans Harchaoui (1997), Harchaoui et Tarkhani (2003), ainsi que Brox et Fader (2005). Les auteurs de ces trois études emploient les fonctions de coût pour l'estimation. Leurs modèles reposent sur l'hypothèse que le niveau réel de capital public intervient dans la fonction de coût en tant que facteur de production non rémunéré. Les entreprises procèdent à la minimisation des coûts sur le capital privé et le travail, qui représentent la fonction de coût variable de l'entreprise, mais considèrent le capital public comme une constante dans la fonction de coût total. Ils supposent que les variations du capital public modifient la hauteur de la courbe du coût variable. Si le capital public donne lieu à des économies, l'élasticité du coût total par rapport au capital public sera négative. Autrement dit, un accroissement du niveau de capital public réduit le coût total de la production privée.

Harchaoui (1997) utilise une fonction de coût translogarithmique et des données de panel sur les branches d'activité canadiennes pour la période de 1961 à 1997. Il constate que l'effet du capital public est significatif, représentant environ 12 % de la croissance globale du secteur des entreprises. Harchaoui et Tarkhani (2003) réexaminent la relation en utilisant un panel élargi de branches d'activité canadiennes pendant la période de 1961 à 2000. Ils concluent qu'en moyenne, un accroissement du capital public réduit les coûts de production dans le secteur privé. Brox et Fader (2005) procèdent à un exercice comparable et soutiennent que le capital public est un facteur de production important pour les entreprises. Regroupées, les études axées sur la fonction de coût indiquent que les entreprises utilisent le capital public et que la fourniture de ce capital peut avoir une incidence sur les structures de coût.

S'il est généralement reconnu que le capital public intervient dans la fonction de production ou de coût du secteur privé, les chercheurs sont loin d'être d'accord sur le taux de rendement de l'investissement public qui serait raisonnable. Qui plus est, la robustesse des estimations à diverses formules et méthodes employées en vue de résoudre des problèmes économétriques particuliers a fait l'objet de fort peu de discussions.

Les études susmentionnées fournissent un ensemble varié d'estimations du taux de rendement fondées sur des agrégations différentes de séries chronologiques économiques, de techniques d'estimation, de portée d'échantillon et d'approches de modélisation. Étant donné la gamme d'estimations, il est difficile de déterminer quel taux de rendement est le plus plausible ou quelle méthode est relativement robuste.

L'étude de la robustesse des estimations économétriques et de leurs taux de rendement implicites est importante, parce que les estimations de ces coûts sont un guide nécessaire pour les décideurs qui doivent évaluer le besoin d'infrastructure supplémentaire ou pour les comptables nationaux qui essayent d'intégrer l'infrastructure publique dans les comptes nationaux. Les uns et les autres ont besoin d'estimations du taux de rendement du capital public. Or, en dehors des exercices économétriques, ces estimations ne sont pas disponibles.

Les comptables nationaux doivent estimer la valeur du capital public qui est intégrée dans la production du secteur public. Cependant, des marchés sont rarement disponibles pour les produits du secteur public, si bien que les comptables nationaux ne peuvent pas recourir aux approches des dépenses en produits finaux et de la somme des valeurs ajoutées pour calculer le produit intérieur brut (PIB) du secteur public dans les comptes nationaux. Ils se fondent plutôt sur la rémunération des facteurs de production pour estimer ce PIB.

En utilisant cette approche, il est possible de calculer la rémunération du travail d'après les renseignements sur la paye; toutefois, en l'absence d'une estimation robuste du taux de rendement du capital public, il est difficile de calculer la rémunération du capital financé par les deniers publics qui devrait être ajoutée à la production du secteur public. Comme, jusqu'à présent, les chercheurs n'ont pas réussi à se mettre d'accord sur le taux de rendement du capital public, il est supposé dans le Système de comptabilité nationale (SCN) qu'il est seulement égal au taux de dépréciation de ce capital. Aucun rendement économique du capital public n'est inclus dans les estimations courantes du PIB du secteur public. Par conséquent, la production d'estimations robustes du taux de rendement du capital public est nécessaire si l'on veut tenir compte du rendement économique des administrations publiques dans le calcul du PIB du secteur public.

L'estimation robuste d'un taux de rendement est plus compliquée qu'il ne paraît. Même si le secteur public possède les bâtiments, ainsi que les machines et l'équipement, la majorité du capital public est constituée de routes, de ponts et de réseaux de distribution d'eau et d'égouts (Baldwin et Dixon, 2008). Ces actifs n'ont aucun prix marchand et, dans la plupart des cas, manquent de proches équivalents parmi les biens d'équipement du secteur privé au Canada. Ce manque d'information empêche non seulement de calculer directement le rendement brut du capital public, mais aussi d'utiliser les rendements des actifs du secteur privé comme approximation au Canada. Le manque de substituts oblige les économistes à s'appuyer sur des

méthodes économétriques pour inférer le rendement du capital public, ce qui attise le débat quant au taux de rendement qu'il serait raisonnable d'adopter, étant donné les multiples méthodes d'estimation proposées et la disparité des réponses.

L'objectif principal du présent document est de déterminer le degré de robustesse des estimations de l'effet du capital public aux diverses méthodes d'estimation et d'établir l'intervalle de taux de rendement du capital public. Nous utilisons divers estimateurs et examinons explicitement les propriétés de série chronologique des données. À l'aide d'une forme fonctionnelle simple, nous estimons la relation entre la production réelle et le capital public, ainsi que la relation entre les coûts unitaires et le capital public, et nous utilisons ces relations pour inférer le taux de rendement du capital public. Puis, nous essayons de déterminer si l'information provenant des diverses méthodes peut être combinée de manière à cerner par « triangulation » une estimation privilégiée du taux de rendement du capital public.

Le plan de l'étude est le suivant. À la section 2, nous examinons la covariance du PIB réel agrégé et du capital public au fil du temps et montrons à quel point il est difficile d'isoler les effets du capital public et ceux de la croissance de la productivité mutifactorielle. À la section 3, nous décrivons les ensembles de données de panel utilisés pour estimer l'élasticité du capital public. À la section 4, nous examinons les estimations de l'élasticité du capital public fondée sur la fonction de production, tandis qu'à la section 5, nous examinons ces mêmes estimations fondées sur la fonction de coût. À la section 6, nous présentons nos conclusions.

2 Produit intérieur brut agrégé et capital public

La relation entre le PIB (produit intérieur brut) réel et le capital public est complexe, parce que ce dernier est une ressource facilitatrice. Contrairement à la plupart des catégories de capital privé, le retrait du capital public entraînerait rapidement l'effondrement de l'économie[1]. En outre, le capital public sert de réseau reliant les agents économiques géographiquement éloignés. Donc, la contribution économique du capital public correspond à l'ensemble complet d'interactions que le réseau permet. Par conséquent, il pourrait être difficile de déterminer avec précision la contribution du capital public à la valeur ajoutée du secteur privé.

Étant donné la complexité de la relation, il est bon de commencer l'examen de la relation entre le capital public et le PIB réel à l'aide de données agrégées, avant d'essayer de recourir à des méthodes d'estimation plus perfectionnées. Comme le capital public fait partie du fondement de l'économie, une façon d'interpréter l'influence qu'il exerce sur le PIB réel est de considérer qu'il contribue à définir la tendance de ce dernier.

Cette interprétation découle de la façon dont le PIB réel et le stock réel de capital public covarient au fil du temps (figure 1). Durant la plupart de la période allant de 1961 à 2005, les courbes d'évolution du PIB réel et de l'infrastructure publique sont très proches. Les seuls écarts

1. L'effet serait semblable si l'on éliminait tout type d'infrastructure, y compris l'infrastructure du secteur privé, tel que les réseaux de communication ou de distribution d'électricité.

significatifs surviennent durant les récessions du début des années 1980 et du début des années 1990.

En l'absence d'intrants, les estimations du PIB tendanciel ont été interprétées comme étant la productivité mutifactorielle (PMF), qui est une variable de substitution des facteurs de production incorporels ou difficiles à mesurer. Puisque le capital public suit une tendance similaire à celle du PIB, la figure 1 implique qu'il pourrait être difficile d'isoler la PMF et l'effet marginal du capital public.

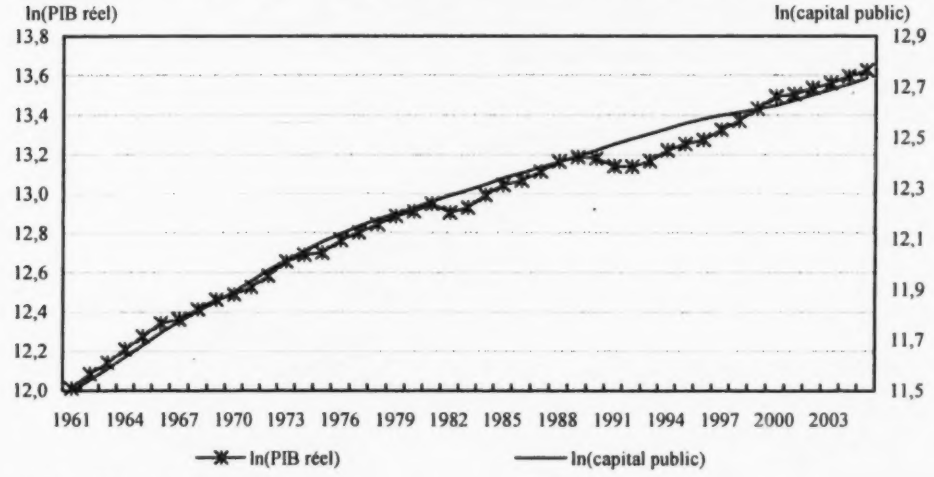
Une simple expérience permet de l'illustrer. Supposons, pour le moment, que les modèles suivants sont spécifiés :

Modèle 1 : $\ln(PIB) = \alpha + \beta t + \gamma t^2 + e$

Modèle 2 : $\ln(PIB) = \alpha + \beta(\text{capital public}) + e$.

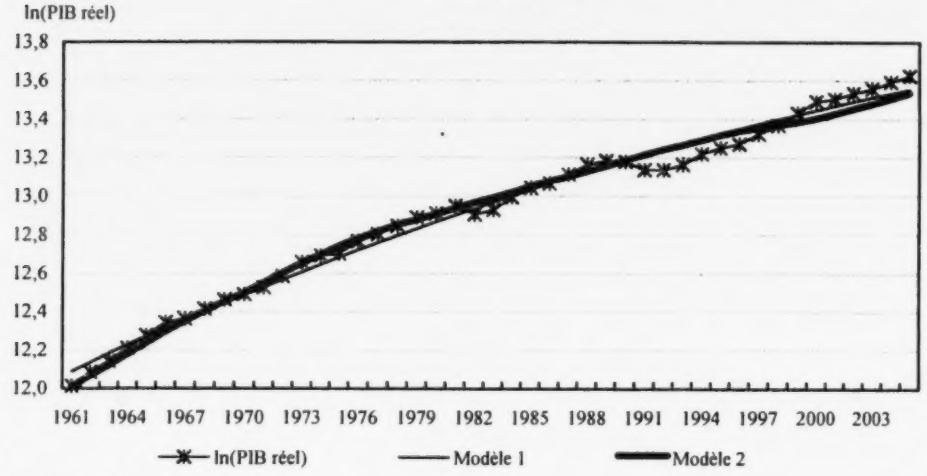
Le modèle 1 suppose que la tendance du niveau logarithmique du PIB peut être approximée par une tendance quadratique, tandis que le modèle 2 suppose que le PIB tendanciel peut être modélisé en utilisant le capital public. Si ce dernier et la tendance temporaire utilisée habituellement pour la PMF traduisent une même caractéristique de la croissance du PIB réel, nous devons nous attendre à ce que les valeurs ajustées des deux modèles soient approximativement les mêmes. En outre, les valeurs ajustées des deux modèles devraient imiter la croissance tendancielle du PIB.

Figure 1
Capital public en fonction du produit intérieur brut (PIB) réel



Source : Statistique Canada.

Figure 2
Estimations tendancielles en fonction du produit intérieur brut (PIB) réel



Source : Statistique Canada.

Lorsque les valeurs ajustées sont représentées graphiquement en fonction du niveau logarithmique du PIB réel, nous voyons se dégager la relation hypothétique (figure 2). Les modèles 1 et 2 fournissent des valeurs ajustées très proches les unes des autres. En outre, tout deux suivent bien le PIB tendanciel. La tendance impliquée par le capital public est celle qui semble le mieux représenter le PIB tendanciel durant la première moitié de la période, tandis que les deux modèles présentent des difficultés durant les récessions et après la fin des années 1990, périodes durant lesquelles le PIB est supérieur aux valeurs ajustées. Néanmoins, l'analyse préliminaire corrobore l'assertion qu'il sera difficile de séparer statistiquement les variations tendancielles du PIB de la contribution du capital public.

Naturellement, la PMF est calculée par la différence entre la croissance du PIB et une moyenne pondérée de la croissance des intrants travail et capital. Néanmoins, la même remarque s'applique. La croissance du capital public est si étroitement associée à la croissance du PIB global qu'il sera difficile de séparer statistiquement l'effet de ce capital d'autres facteurs de production qui évoluent de la même manière régulière que lui.

3 Ensembles de données

Comme l'évolution du produit intérieur brut (PIB) tendanciel et celle du stock réel de capital public semblent être similaires, il sera difficile de déterminer l'élasticité du capital public si l'on introduit la productivité mutifactorielle (PMF) et le capital public dans le même modèle. Afin d'améliorer les estimations des paramètres, nous utilisons des ensembles de données de panel susceptibles de fournir une variation plus importante. Nous utilisons un panel par province pour estimer la fonction de production, afin d'offrir un plus grand nombre de degrés de liberté, ainsi qu'une plus forte variabilité entre la croissance du PIB et celle du capital public qu'il n'est

possible de dériver des estimations calculées pour l'économie dans son ensemble. Ensuite, nous employons un panel par industrie pour estimer la réduction de coût associée à une unité supplémentaire de capital public.

Données de panel par province

Le panel par province couvre la période de 1981 à 2005, période durant laquelle la croissance tendancielle du PIB est approximativement linéaire. Il est constitué du PIB réel, du stock de capital, du nombre d'heures travaillées et du stock de capital public du secteur des entreprises par province. Les estimations du PIB réel sont obtenues en retranchant les estimations des dépenses publiques et la valeur ajoutée issue des logements occupés par leur propriétaire des estimations du PIB réel provincial.

Les estimations du nombre d'heures travaillées sont tirées des estimations du nombre provincial d'heures travaillées produites par le programme des Comptes canadiens de productivité (CCP). Les estimations concordent avec les estimations du nombre d'heures travaillées produites à l'heure actuelle pour le Canada par le programme des CCP. Les estimations des stocks de capital public et privé sont celles fournies par la Division de l'investissement et du stock de capital de Statistique Canada.

Données de panel par industrie

Les variables du panel par industrie sont tirées des tableaux des entrées-sorties établis par la Division de l'industrie de Statistique Canada et de l'ensemble de données sur le capital, le travail, l'énergie, les matières premières et les services (KLEMS) produits par la Division de l'analyse microéconomique de Statistique Canada dans le cadre des comptes de productivité. Les estimations du PIB nominal et du PIB réel du secteur des entreprises, le déflateur du PIB et le coût de la main-d'œuvre sont extraits de l'ensemble de données KLEMS (pour plus de renseignements, consulter Baldwin et Gu, 2007; Gellatly, Tanguay et Yan, 2003; Harchaoui et Tarkhani, 2003; ainsi que Gu et coll., 2003).

Le coût d'usage du capital est estimé par $p_{i,k,t} = q_{i,k,t-1}\left[\left(r_t + \delta_{k,t} - \pi_{i,k,t}\right)\times\tau_{i,k,t} + \phi_{i,t}\right]$, où $q_{i,k,t-1}$ est l'ancien prix du bien d'équipement, r_t est le taux nominal de rendement payé pour l'actif, $\delta_{k,t}$ est le taux de dépréciation particulier de l'actif, $\pi_{i,k,t}$ est la variation du prix de l'actif de $t-1$ à t, $\tau_{i,k,t}$ est l'impôt effectif sur le revenu du capital et $\phi_{k,t}$ reflète les impôts fonciers.

Des estimations du coût d'usage du capital sont disponibles dans l'ensemble de données KLEMS, mais elles sont calculées en utilisant une estimation endogène du taux de rendement. Or, cette mesure pourrait ne pas convenir pour estimer une fonction de coût, parce que le taux interne de rendement s'ajuste de façon à épuiser l'excédent économique, ce qui fait fluctuer le coût d'usage du capital. Les taux de rendement interne réagissent rapidement et, dans certains cas, fortement, lorsqu'une industrie subit des chocs de demande et d'offre. Dans ces circonstances, la variation du coût du capital est due à des gains ou à des pertes extraordinaires de court terme qui peuvent se défaire rapidement. Les estimations du coût du capital peuvent

devenir extrêmement instables et créer des problèmes lors de l'exécution des routines économétriques.

L'instabilité de court terme induite dans le taux de rendement endogène peut causer un problème d'erreurs dans les variables si l'ajustement du coût réel du capital ne se fait pas assez rapidement. Une solution au problème des erreurs dans les variables consiste à utiliser des variables instrumentales qui ne sont pas corrélées au choc de court terme, mais qui sont fortement corrélées au taux réel de rendement. Dans la présente étude, nous utilisons la moyenne mobile de cinq ans du taux des obligations d'État à long terme (voir Baldwin et Gu, 2007 pour une discussion de ces questions).

Les estimations des coûts de transport nominaux pour les catégories d'industrie du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) sont extraites des tableaux des entrées-sorties au niveau L. Comme il est expliqué plus loin, nous utilisons ces estimations pour tenir compte du coût d'usage de l'infrastructure publique et, en dernière analyse, pour définir une borne supérieure de l'effet du capital public.

L'ensemble de données KLEMS fournit des estimations des agrégats économiques pour une gamme d'industries du SCIAN au niveau d'agrégation L. Toutes les industries ne sont pas utilisées ici. L'éducation, la santé et les administrations publiques sont supprimées de l'ensemble de données, parce qu'il ne s'agit pas d'industries appartenant au secteur privé.

4 Approche de la fonction de production

L'approche de la fonction de production a été la première méthode d'usage répandu pour étudier l'effet du capital public sur la production du secteur privé. Elle remonte au moins aussi loin que Meade (1952), qui a élaboré des spécifications de fonctions de production incluant le capital public. Plus récemment, Arrow et Kurz (1970), ainsi que Grossman et Lucas (1974) ont soutenu que la fourniture de capital public devrait être incluse dans les fonctions de production du secteur privé. Malgré ces arguments, une attention généralisée n'a été accordée à l'effet du capital public qu'après son analyse empirique par Aschauer (1989).

Aschauer (1989) utilise des estimations de la fonction de production pour déclencher un débat au sujet du rôle du capital public dans la fonction de production et de son rôle dans le ralentissement de la croissance de la productivité aux États-Unis durant les années 1970. Holtz-Eakin (1988) et Munnell (1990a, 1990b) fournissent pour les États-Unis des estimations supplémentaires qui appuient la notion selon laquelle la production est sensible au niveau de capital public.

Pour le Canada, Wylie (1996) adopte l'approche de Aschauer (1989) pour estimer l'élasticité du capital public. Utilisant une fonction de production translogarithmique et des données agrégées canadiennes couvrant la période de 1946 à 1991, il constate que le capital public a une élasticité positive. Il affirme, pour conclure, que ses résultats corroborent la constatation faite pour les États-Unis que le capital public joue un rôle important dans la croissance de la production et de la productivité du secteur des entreprises.

Ces études, surtout celles d'Aschaeur, ont été critiquées parce qu'elles omettent de tenir compte du biais de non-stationnarité et de variables omises (Tatom 1991a, 1993) et du biais de simultanéité (Berndt et Hanson, 1992), de même qu'à cause de la taille des coefficients estimés qui, aux dires des critique, sont invraisemblablement grands (Aaron 1990). Dans la présente étude, nous abordons un grand nombre de ces questions, en présentant des estimations qui tiennent compte explicitement des caractéristiques de série chronologique des données.

Spécification de la fonction de production

À l'instar des études antérieures, nous supposons dans le présent document que, même si l'investissement en capital public est financé par voie de taxation, les quantités marginales consommées par les entreprises sont « gratuites ». Les entreprises considèrent le capital public comme un facteur de production non rémunéré lorsqu'elles maximisent les profits. Nous supposons que leur production est une fonction du capital privé (K), du facteur travail (L), du capital public (G) et de la productivité mutifactorielle $PMF(t)$:

$$Y = PMF(t)F(K,L,G).$$

Nous utilisons ici la fonction de Cobb-Douglas pour produire les estimations des paramètres de $PMF(t)F(K,L,G)$. Nous choisissons la fonction de Cobb-Douglas parce qu'elle est employée couramment dans la littérature, si bien que nos estimations sont comparables à celles obtenues par les auteurs d'études antérieures. En outre, les estimations résultantes de l'élasticité devraient être semblables aux parts du revenu imputables au travail et au capital, ce qui fournit un ensemble transparent et généralement compris d'espérances a priori en regard desquelles peut être examiné l'effet de l'inclusion du capital public.

Puisque le capital public est un facteur non rémunéré, la valeur que devrait prendre le rendement d'échelle de la fonction de production demeure incertaine. Les options viables présentées dans la littérature incluent un rendement d'échelle constant sur l'ensemble des facteurs de production et un rendement d'échelle constant sur l'ensemble des facteurs de production privés (voir Aschauer, 1989, et Holtz-Eakin 1994). La première repose sur l'hypothèse que le capital public est considéré comme un facteur de production de la même façon que le capital privé et le travail. Implicitement, cette forme fonctionnelle suppose que la part du revenu du secteur privé imputable au capital public est reflétée par les facteurs de production du secteur privé. Toutefois, on en sait fort peu sur la façon dont la part du revenu imputable au capital public est répartie entre les facteurs de production du secteur privé et divers auteurs ont abordés le problème de manières différentes.

L'hypothèse du rendement d'échelle constant sur l'ensemble des facteurs de production du secteur privé postule que, comme le capital public peut accroître la concentration des agents économiques et qu'il agit comme un réseau, son inclusion peut donner lieu à un rendement d'échelle croissant sur l'ensemble des facteurs de production, tandis que les entreprises font face à un rendement d'échelle constant des facteurs de production privés. Puisque les entreprises tiennent compte de variables telles que le coût du terrain et le temps de transport pour prendre des décisions d'investissement, le capital public a un effet significatif sur l'endroit où les entreprises choisissent de s'établir. Cependant, une fois ce choix fait, le capital public n'exerce

pas d'influence sur les décisions concernant les facteurs de production. Les entreprises décident des quantités de travail et de capital privé de façon à minimiser les coûts et à maximiser le rendement pour l'investisseur. Bien que le capital public soit utilisé dans le processus de production (p. ex., dans le contexte des livraisons), les quantités marginales sont employées gratuitement. Par conséquent, à la marge, le capital public n'a pas d'incidence sur les décisions d'investissement ayant trait aux quantités optimales de capital et de travail qu'il convient d'utiliser. Donc, l'entreprise peut être confrontée à un rendement d'échelle constant sur l'ensemble des facteurs de production privés, tandis que le capital public donne lieu à un rendement d'échelle global croissant.

Comme il n'existe aucun consensus quant à l'hypothèse relative au rendement d'échelle qui est la plus valide, nous analysons les deux spécifications dans le présent document. Les résultats présentés plus bas ont trait uniquement à la fonction avec rendement d'échelle constant sur l'ensemble des facteurs de production privés, parce qu'elle fournit les estimations qui semblent être ajustées le plus raisonnablement aux données[2].

La fonction de Cobb-Douglas avec rendement d'échelle constant sur l'ensemble des facteurs de production privés impose la contrainte que $\beta_l + \beta_k = 1$, de sorte que la fonction de production peut s'écrire :

$$y_{p,t} - l_{p,t} = PMF(t)_{p,t} + \beta_k (k_{p,t} - l_{p,t}) + \beta_g g_{p,t} + e_{p,t} \qquad (1)$$

où une lettre minuscule représente le niveau logarithmique, β_k, β_l et β_g sont les élasticités du capital privé, du facteur travail et du capital public, respectivement. $PMF(t)$ est un terme qui reflète les variations des facteurs de production incorporels, difficiles à mesurer, tels que la structure de gestion ou la recherche et le développement, p est l'indice de province et t est l'indice de temps. Enfin, e_t est un terme d'erreurs i.i.d.

4.1 Méthode économétrique

Prétest

Les estimations d'après le panel par province pour la période de 1981 à 2005 contiennent les tendances temporelles. Lorsque les variables présentent une tendance, il est important de confirmer la nature de cette dernière afin d'éviter des résultats fallacieux. Ceux-ci peuvent survenir dans deux situations. La première est celle où l'on utilise dans une régression les niveaux de variables n'ayant pas de tendance stochastique commune. Le cas échéant, la variation des niveaux au cours du temps peut donner l'impression qu'il existe une forte relation statistique, alors qu'il n'y en a aucune en réalité. La deuxième est celle où une variable présentant une tendance déterministe est utilisée dans une régression sur une variable dont la tendance est stochastique. Cela se produit souvent dans les régressions de niveaux qui incluent des tendances temporelles. Comme dans la première situation, une forte relation statistique peut se dégager

2. L'autre ensemble d'estimations peut être obtenu sur demande.

entre les variables, parce que les niveaux varient au cours du temps et non pas parce qu'il existe une relation économique. Une régression portant sur des niveaux ne fournit une inférence ayant un sens que si toutes les variables suivent une tendance déterministe ou que toutes les variables suivent une tendance stochastique commune (sont co-intégrées). Par conséquent, il est important d'étudier la nature des séries chronologiques de données avant l'estimation.

Au cours de la période de référence, une relation particulière existe entre le produit intérieur brut (PIB), le nombre d'heures travaillées, le capital privé et le capital public du secteur des entreprises : le facteur travail s'adapte rapidement aux fluctuations économiques de court terme, le capital privé s'adapte modérément et le capital public a tendance à imiter la croissance tendancielle du PIB. Il importe toutefois de souligner qu'il s'agit d'une généralisation et que le scénario n'est pas immuable. Il existe entre les provinces des différences qui peuvent être exploitées pour accroître la précision des estimations des paramètres.

Nous appliquons un test de racine unitaire IPS (Im, Parsaran et Shin, 1997) pour déterminer comment les données devraient être traitées. Le test IPS est un agrégat des tests de racine unitaire ADF (*augmented Dickey-Fuller*) individuels en une statistique de test de racine unitaire sur données de panel. Il vise à accroître la puissance des tests de racine unitaire individuels en tirant parti des observations transversales présentes dans les données de panel. L'hypothèse nulle est que toutes les séries contiennent une racine unitaire, tandis que l'hypothèse alternative est qu'au moins une série n'en contient pas.

Tableau 1
Test de racine unitaire IPS (Im, Pesaran et Shin) – Données de panel provinciales, 1981 à 2005

	H_O : Toutes les séries contiennent une racine unitaire H_A : Au moins une série ne contient pas de racine unitaire	
	Statistique de test	Valeur p
ln(PIB)	-2,31	0,00
ln(K)	-1,52	0,39
ln(L)	-1,13	0,85
ln(G)	-0,57	1,00

Nota : PIB signifie produit intérieur brut; K signifie capital privé; L signifie facteur travail; et G signifie capital public.
Source : Statistique Canada.

La statistique de test IPS donne lieu au rejet de l'hypothèse nulle selon laquelle toutes les séries de données sur le niveau logarithmique du PIB contiennent une racine unitaire, tandis qu'elle ne donne pas lieu au rejet de l'hypothèse nulle d'une racine unitaire dans le cas du facteur travail, du capital privé et du capital public (tableau 1).

Les tests IPS impliquent qu'une combinaison de processus existe dans les séries sous-jacentes. Pour éviter de produire de faux résultats, nous transformons les séries en prenant les différences premières afin d'éliminer les tendances temporelles. L'équation résultante estimée est la suivante :

$$dy_{p,t} - dl_{p,t} = \alpha_p + \beta_k(dk_{p,t} - dl_{p,t}) + \beta_g dg_{p,t} + u_{p,t}. \qquad (2)$$

Stratégie d'estimation

Les données de panel provinciales fournissent un riche ensemble de données, mais il sera nécessaire de tenir compte des effets fixes et des chocs contemporains. Nous utilisons deux estimateurs de système pour tenir compte de ces effets. Afin de montrer clairement l'impact de l'utilisation de ces estimateurs plus complexes, nous comparons les résultats qu'ils fournissent aux estimations par les moindres carrés ordinaires (MCO).

Le premier ensemble d'estimations fondées sur l'équation (2) provient de l'application des MCO à des données en différence logarithmique regroupées. À ce stade, la fonction est estimée sans la variable de capital public afin d'établir un cas de base. Celui-ci est alors comparé aux estimations par les MCO calculées d'après les données regroupées incluant le capital public, et selon une spécification où la productivité mutifactorielle (PMF) est contrainte d'être nulle. En imposant cette contrainte, il est possible d'étudier la mesure dans laquelle le capital public et la PMF reflètent des caractéristiques semblables de la croissance du PIB réel dans l'échantillon.

L'application de la méthode des MCO à des données regroupées risque de ne pas saisir d'importants effets fixes interprovinciaux et les covariances entre chocs économiques provinciaux. Par conséquent, nous calculons deux estimateurs de système qui tiennent compte des problèmes éventuels de variance-covariance et des effets fixes afin de produire des estimations plus efficaces et convergentes.

Le premier estimateur de système $MCGR_1$ (MCGR, moindres carrés généralisés réalisables) comprend une équation distincte pour chaque province. Il permet de tenir compte de la PMF et des variances propres à chaque province, ainsi que d'une covariance contemporaine entre les provinces. Les équations sont de la forme :

$$Vec(dy_{t,h} - dl_{t,h}) = vec\left[PMF_h + \beta_k (dk_{t,h} - dl_{t,h}) + \beta_g dg_{t,h} + e_t \right]$$

où l'indice inférieur h désigne la province. Des variables nominales provinciales sont incluses pour tenir compte de la croissance de la PMF propre à la province. Les élasticités du capital privé, du travail et du capital public sont contraintes d'être les mêmes pour toutes les provinces.

Le système est alors estimé par la méthode des moindres carrés généralisés. La matrice de variance-covariance du système, qui tient compte de l'hétérogénéité des erreurs entre les provinces et de la corrélation contemporaine entre les provinces, s'écrit :

$$E(V) = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1m} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ \sigma_{m1} & \cdots & & \sigma_{mm} \end{bmatrix} \otimes I$$

où $\sigma_{i,j}$ est la covariance entre les provinces i et j si $i \neq j$, ou la variance de la province i si $i = j$.

Le deuxième estimateur de système $MCGR_2$ est obtenu en modifiant $MCGR_1$ pour tenir compte de la corrélation sérielle des résidus. Un niveau supplémentaire de complexité est ajouté en étendant la matrice de variance-covariance comme suit :

$$E(V) = \begin{bmatrix} \sigma_{11}\Omega & \sigma_{12}\Omega & \cdots & \sigma_{1m}\Omega \\ \sigma_{21}\Omega & \sigma_{22}\Omega & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ \sigma_{m1}\Omega & \cdots & & \sigma_{mm}\Omega \end{bmatrix} \otimes I$$

où Ω est une matrice contenant une correction de la corrélation sérielle de premier ordre (voir Greene, 2000, ch. 15).

Évaluation des estimations

L'équation du cas de base où sont utilisées des données en différence logarithmique pour estimer (2) fournit une estimation de l'élasticité du capital de 0,31, qui est semblable à la part du revenu imputable au capital (colonne (1) du tableau 2). L'élasticité du travail est de 0,69 et elle est semblable à la part du revenu imputable au travail. L'estimation de la croissance de la PMF est de 1,04 % par année, ce qui est une valeur raisonnable pour la période de 1981 à 2005. Toutes les estimations sont statistiquement significatives et les données fournissent des estimations bien ajustées aux attentes a priori.

Si l'on inclut le capital public dans la fonction de production, les élasticités du nombre d'heures travaillées et du capital privé ne varient pas, demeurant à 0,31 et 0,69, respectivement (colonne (2) du tableau 2). L'estimation de la croissance de la PMF augmente légèrement pour atteindre 1,15 % par année. Toutefois, l'estimation de l'élasticité du capital public est négative et statistiquement non significative. Lorsque la croissance de la PMF est contrainte d'être nulle, les élasticités du nombre d'heures travaillées et du capital privé varient peu. Par contre, l'estimation de l'élasticité du capital public augmente pour atteindre 0,41 et devient statistiquement significative (colonne (3) du tableau 2)[3]. L'effet du capital public est alors difficile à isoler de la croissance globale de la productivité. Alors que les estimations de la croissance globale de la productivité reflètent probablement une certaine influence du capital public lorsque cette variable n'est pas incluse, il est peu probable que, si l'on inclut le capital public dans le modèle, la croissance de la PMF soit nulle, à moins qu'elle ne soit due entièrement au capital public.

3. Il convient de souligner que la statistique t n'est pas exacte quand la PTF est contrainte d'être nulle. Les sommes des résidus ne sont pas nulles, si bien que l'inférence n'est qu'approximative.

Tableau 2
Estimation de la fonction de production en panel

	Base	MCO	MCO (sans la PMF)	$MCGR_1$	$MCGR_1$ (sans la PMF)	$MCGR_2$	$MCGR_2$ (sans la PMF)
	dy-dl	dy-dl	dy-dl	dy-dl	dy-dl	dy-dl	dy-dl
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
dk-dl	0,31	0,31	0,35	0,31	0,37	0,30	0,37
	(4,73) **	(4,72) **	(5,33) **	(5,72) **	(6,94) **	(5,67) **	(6,94) **
dg	...	-0,06	0,41	0,04	0,31	0,02	0,31
	...	(0,3)	(3,45) **	(0,23)	(3,17) **	(0,16)	(3,12) **
PMF	1,04	1,15	...	1,01	...	1,05	...
	(4,43) **	(2,73) **	...	(1,68)	...	(1,79)	...
T.-N.-L.	...	...	...	0,62	...	0,61	...
	...	...	...	(0,62)	...	(0,62)	...
Î.-P.-É.	...	...	...	-0,32	...	-0,33	...
	...	...	...	(0,35)	...	(0,37)	...
N.-É.	...	...	...	0,17	...	0,15	...
	...	...	...	(0,22)	...	(0,2)	...
N.-B.	...	...	...	0,03	...	0,01	...
	...	...	...	(0,05)	...	(0,02)	...
Qc	...	...	...	-0,42	...	-0,43	...
	...	...	...	(1,15)	...	(1,22)	...
Man.	...	...	...	0,13	...	0,11	...
	...	...	...	(0,17)	...	(0,15)	...
Sask.	...	...	...	0,45	...	0,44	...
	...	...	...	(0,49)	...	(0,5)	...
Alb.	...	...	...	-0,20	...	-0,20	...
	...	...	...	(0,29)	...	(0,29)	...
C.-B.	...	...	...	-0,76	...	-0,77	...
	...	...	...	(1,12)	...	(1,17)	...
Observations*	240	240	240	240	240	240	240

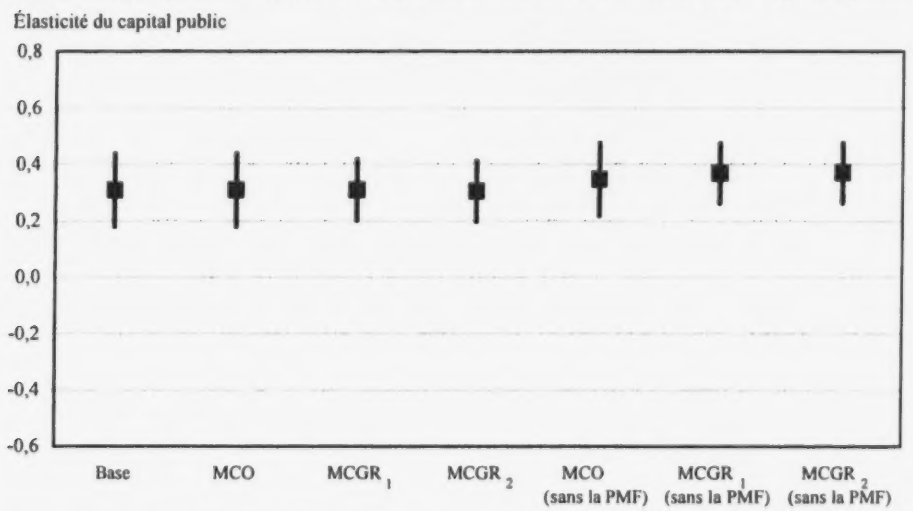
... n'ayant pas lieu de figurer
* significatif à 5 %
** significatif à 1 %
Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; PMF signifie productivité mutifactorielle; $MCGR_1$ signifie moindres carrés généralisés réalisables, premier estimateur de système; et $MCGR_2$ signifie moindres carrés généralisés réalisables, deuxième estimateur de système. La valeur absolue de la statistique t est donnée entre parenthèses.
Source : Statistique Canada.

Quand on estime la relation en utilisant $MCGR_1$, l'estimation de l'élasticité du capital est de 0,31 et statistiquement significative. L'estimation de la croissance de la PMF est de 1,01 % et ne diffère pas statistiquement de 0 si l'on inclut le capital public dans le modèle (colonne (4) du tableau 2). Les estimations de la PMF provinciale ne diffèrent pas statistiquement de celle calculée pour l'Ontario, qui est utilisé comme province de référence. Si la croissance de la PMF est contrainte d'être nulle, l'estimation de l'élasticité du capital privé augmente pour atteindre 0,37 et celle de l'élasticité du capital public augmente jusqu'à 0,31 (colonne (5) du tableau 2). Les deux estimations sont statistiquement significatives au seuil de signification de 5 %. Le passage à l'estimateur $MCGR_2$ produit des résultats comparables. De nouveau, il est difficile de séparer les effets du capital public des estimations de la PMF.

Les estimations sur données de panel de l'élasticité du capital privé sont proches de la valeur de la part du revenu imputable au capital privé, que soit inclus ou non le capital public et que soit exclue ou non la croissance de la PMF. Dans l'ensemble, elles semblent constituer un ensemble robuste d'estimations de l'élasticité des intrants privés. Lorsque l'on utilise cette spécification, les estimations de l'élasticité du capital public sont inextricablement liées à la croissance de la PMF, ce qui corrobore la constatation faite par Harchaoui et Tarkhani (2003) que la croissance de la PMF et celles du capital public sont corrélées. Alors qu'Harchaoui et Tarkhani (2003) affirment qu'environ 12 % de la croissance de la PMF sont expliqués par le capital public lorsqu'on utilise des données sur les coûts, les données de la fonction de production utilisées ici ne permettent pas d'isoler ces deux facteurs.

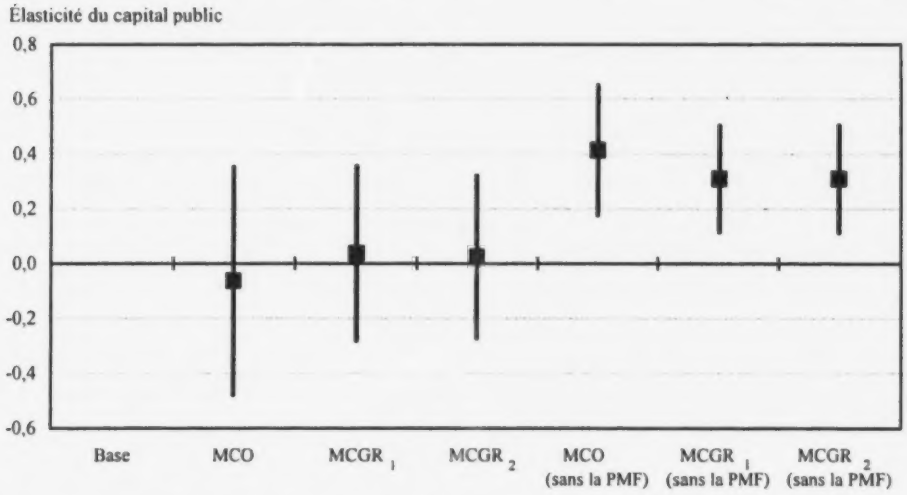
Le moyen le plus clair de résumer les résultats est de présenter une série de figures sur lesquelles sont tracées les estimations ponctuelles et leurs intervalles de confiance à 95 %. Comme les estimations de l'élasticité du capital demeurent invariantes lorsque l'on inclut le capital public et que l'on supprime la croissance de la PMF, elles fournissent un ensemble stable et robuste d'estimations en regard desquelles il est possible d'analyser l'effet du capital public (figure 3). Les estimations de l'élasticité des facteurs de production privés varient peu selon la spécification du modèle et la méthode d'estimation, et les intervalles de confiance sont relativement étroits. L'estimation ponctuelle de l'élasticité du capital public varie appréciablement, passant de presque 0 à la fourchette de 0,3-0,4 selon que la croissance de la PMF est incluse ou non dans l'équation (figure 4). L'intervalle de confiance pour le capital public se rétrécit lorsque l'on contraint la PMF d'être nulle. L'estimation ponctuelle de la PMF varie peu lorsque l'on inclut le capital public; toutefois, son intervalle de confiance s'agrandit et les estimations deviennent statistiquement non significatives (figure 5).

Figure 3
Estimations par la fonction de production de l'élasticité du capital privé



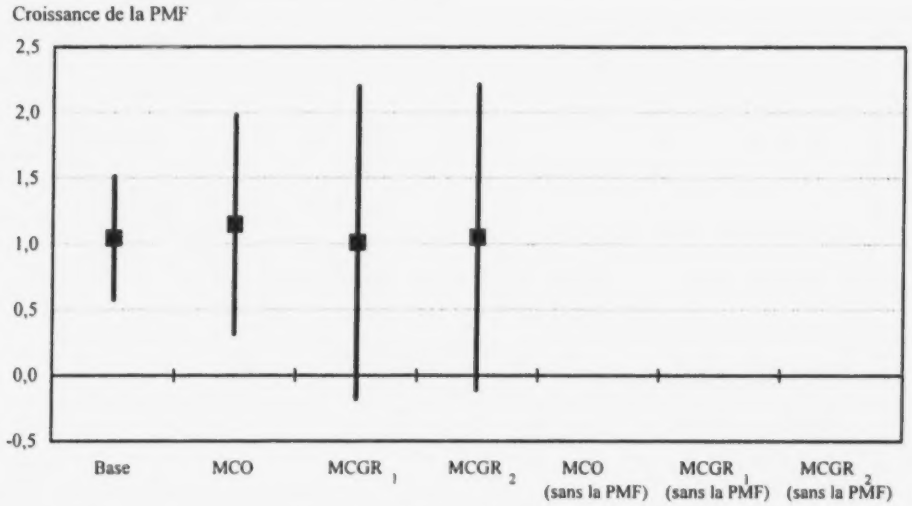
Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; PMF signifie productivité mutifactorielle; $MCGR_1$ signifie moindres carrés généralisés réalisables, premier estimateur de système; et $MCGR_2$ signifie moindres carrés généralisés réalisables, deuxième estimateur de système.
Source : Statistique Canada.

Figure 4
Estimations par la fonction de production de l'élasticité du capital public



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; PMF signifie productivité mutifactorielle; $MCGR_1$ signifie moindres carrés généralisés réalisables, premier estimateur de système; et $MCGR_2$ signifie moindres carrés généralisés réalisables, deuxième estimateur de système.
Source : Statistique Canada.

Figure 5
Estimations par la fonction de production de la croissance de la productivité mutifactorielle (PMF)



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; PMF signifie productivité mutifactorielle; $MCGR_1$ signifie moindres carrés généralisés réalisables, premier estimateur de système; et $MCGR_2$ signifie moindres carrés généralisés réalisables, deuxième estimateur de système.
Source : Statistique Canada.

Qu'indique l'approche de la fonction de production?

Les résultats fondés sur la fonction de production montrent que les estimations de la PMF et de l'élasticité du capital public traduisent des caractéristiques semblables du PIB réel. Par conséquent, il est probable que, si l'on exclut l'effet du capital public de la fonction de production, les estimations de la PMF reflèteront l'influence du capital public. Toutefois, la fraction de la croissance de la PMF attribuable au capital public demeure incertaine. Il ne s'agit pas d'un problème économétrique ou théorique, mais d'un problème de données dû au fait que les variations de la fourniture de capital public sont relativement stables au cours du temps. Afin d'estimer l'élasticité du capital public avec plus de précision, il sera nécessaire de trouver d'autres données ou une autre méthode de calcul des services du capital public.

Cette caractéristique du capital public est peu reconnue dans la littérature qui a suivi les travaux d'Aschauer (1989). Si nous comparons les estimations d'après des données de panel publiées par d'autres chercheurs aux résultats présentés ici, il semble que d'autres études pourraient souffrir du même problème de données (tableau 3). L'introduction de la PMF et du capital public dans la même équation produit des résultats qui donnent à penser que ces deux variables pourraient refléter la même caractéristique du PIB. En particulier, l'inclusion d'une tendance semble réduire l'effet du capital public.

Tableau 3
Comparaison des résultats fondés sur des données de panel

	Munnel 1990b	Holtz-Eakin 1994	Garcia-Miller et coll. 1996	Garcia-Miller et coll. 1996	Macdonald 2007	Macdonald 2007
	MCO regroupés	Effets fixes	Effets fixes	Effets fixes	MCO regroupés	Estimateur de système ($MCGR_2$)
	Ln(PIB) (1)	Ln(PIB) (2)	Ln(PIB) (3)	dLn(PIB) (4)	dLn(PIB) (5)	dLn(PIB) (6)
Ln(L)	0,59 *	0,69 *	0,70 *	...	...	...
Ln(K)	0,31 *	0,30 *	0,52 *	...	...	...
Ln(G)	0,15 *	-0,05 *	...	...	...	...
Ln(Autoroutes)	...	...	0,13 *	...	...	...
Ln(Eau et égouts)	...	...	0,06 *	...	...	...
Ln(Autre)	...	...	-0,07 *	...	...	...
dLn(L)	...	...	...	0,99 *	0,69 *	0,63 *
dLn(K)	...	...	...	0,35 *	0,31 *	0,37 *
dLn(G)	...	...	...	...	-0,06	0,31 *
dLn(Autoroutes)	...	...	...	-0,06	...	...
dLn(Eau et égouts)	...	...	...	-0,03	...	...
dLn(Autre)	...	...	...	-0,02	...	...
PMF	5,75 *	Présents mais résultats non présentés	Présents mais résultats non présentés	Présents mais résultats non présentés	1,15 *	...

... n'ayant pas lieu de figurer
* significatif au seuil de signification de 5 %
Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; PIB signifie produit intérieur brut; PMF signifie productivité mutifactorielle; $MCGR_2$ signifie moindres carrés généralisés réalisables, deuxième estimateur de système; L signifie facteur travail; K signifie capital privé; et G signifie capital public.
Source : Statistique Canada.

Par conséquent, il est raisonnable de penser que si l'on contraignait la croissance de la PMF à être nulle et si l'on réestimait la relation dans le contexte des autres études, l'élasticité du capital public augmenterait. Malheureusement, cela ne nous aide pas à estimer avec précision l'élasticité du capital public au Canada ni le taux de rendement qui y est associé. Une autre méthode d'évaluation de l'effet du capital public est nécessaire.

5 Approche de la fonction de coût

L'approche de la fonction de coût s'appuie sur les prix des facteurs de production comme variables explicatives. Celles-ci sont plus susceptibles d'être exogènes que les variables d'intrants utilisées dans une fonction de production. Donc, la fonction de coût est considérée par de nombreux économistes comme un meilleur moyen d'estimer l'effet du capital public. Dans l'approche de la fonction de coût, le capital public est considéré comme un facteur de production non rémunéré qui a une incidence sur le niveau de la courbe de coût variable. Habituellement, on utilise une forme fonctionnelle souple, telle qu'une translogarithmique ou une Leonteif généralisée. Les estimations calculées en s'appuyant sur les fonctions de coût continuent de produire une valeur positive de l'effet du capital public (voir, par exemple, Morrison et Schwartz, 1996; Nadiri et Mamuneas, 1994; Conrad et Seitz, 1994; Lynde et Richmond, 1992; Shah, 1992; ainsi que Berndt et Hanson, 1992). La grandeur du rendement est plus faible que celle calculée par l'approche primale, ce qui porte les auteurs à conclure que les estimations fondées sur la fonction de coût sont plus raisonnables.

Pour le Canada, Harchaoui (1997), Harchaoui et Tarkhani (2003), ainsi que Brox et Fader (2005) fournissent des estimations des réductions de coût associées au capital public en utilisant des ensembles de données au niveau de l'industrie. Ils supposent dans leurs modèles que le niveau réel de capital public entre dans la fonction de coût sous forme d'un facteur de production non rémunéré. Les entreprises sont considérées comme minimisatrices des coûts sur le capital privé et le travail, qui constituent la fonction de coût variable de l'entreprise, mais considèrent le capital public comme un acquis dans la fonction totale de coût. Ils supposent que les variations du capital public modifient la hauteur de la courbe de coût variable. Leur approche inclut aussi une fonction de demande.

En suivant cette approche, Harchaoui (1997) constate que l'effet du capital public est significatif, représentant environ 12 % de la croissance globale de la productivité du secteur des entreprises. Harchaoui et Tarkhani (2003) réexaminent la relation en utilisant un ensemble de données élargi, et déclarent qu'en moyenne, un accroissement de 1 $ de la valeur du capital public réduit le coût de production privé de 17 cents. Brox et Fader (2005), à la suite d'un exercice comparable, soutiennent que l'élasticité du capital public par rapport au coût privé est de -0,48[4].

4. Harchaoui (1997), ainsi que Harchaoui et Tarkhani (2003) utilisent des bases de données intérieurement cohérentes élaborées à Statistique Canada. Brox et Fader (2005) utilisent leurs propres séries de données économiques chronologiques pour l'analyse.

Nous étendons ces analyses en adoptant une autre approche pour modéliser l'effet du capital public dans la fonction de coût.

Spécification de la fonction de coût

La relation entre les coûts et le capital public qui suit est fondée sur celle décrite dans Fernald (1999). Supposons qu'une entreprise représentative doive résoudre un problème standard de minimisation des coûts :

$$Min \quad w \bullet z \tag{3}$$

$$S.C. \quad f(z) \geq q \tag{4}$$

où w est un vecteur de prix des intrants, z est un vecteur des quantités d'intrants, $f(z)$ est la fonction de transformation décrivant le niveau de produit qui est fabriqué avec les quantités z d'intrants et q est le niveau minimal souhaité de production. Les vecteurs w et z contiennent l'information sur le capital et le travail. Sous des conditions de premier ordre standard, il est possible de décrire une fonction de coût et des fonctions de demande conditionnelle des facteurs de production.

Nous introduisons le capital public en supposant que les entreprises l'utilisent dans le procédé de production. Par conséquent, il figure en tant que facteur de production dans la fonction de transformation :

$$f(z) = PMF \times F(K, L, T(V, R)) \tag{5}$$

où PMF, K et L sont les facteurs de production standard et $T(V,R)$ est une fonction combinatoire qui génère des services de transport à partir du capital public (R) et de véhicules (V). Il convient de souligner que la majorité du capital public est constituée de routes (Baldwin et Dixon, 2008). Contrairement aux formes fonctionnelles dans lesquelles il est supposé que le capital public entre directement, nous nous inspirons ici de Fernald (1999) et supposons que $T(V,R)$ combine les routes et les véhicules, ce qui permet de considérer comme approximation de l'effet du capital public que celui-ci est proportionnel à la part des services de transport imputables aux facteurs de production.

Par conséquent, il est possible d'écrire des conditions d'équilibre et une fonction de coût où le coût unitaire est une fonction du capital, du travail, de la PMF et du capital public reflété dans les parts des coûts de transport. Dans ces conditions, les facteurs de production privés épuisent l'excédent économique de sorte que leur somme soit égale à l'unité. Le capital public est un facteur non rémunéré que l'on suppose avoir une incidence sur la hauteur de la courbe de coût total.

En supposant que l'usage du capital public est proportionnel à la part des coûts de transport, il est possible de produire à partir de l'équation (5) une mesure de l'élasticité du capital public qui varie au cours du temps et selon l'industrie. En outre, cette mesure est suffisamment variable

pour pouvoir saisir une caractéristique distincte de la variation de coût due au capital public qui diffère de la PMF.

Après transformation logarithmique, nous employons l'équation de coût de Cobb-Douglas qui suit pour l'estimation :

$$c_{i,t} - y_{i,t} = PMF(t) + \beta_{i,K} p_{i,t,K} + \beta_{i,L} p_{i,t,L} + \beta_{i,Tc} p_{i,t,Tc} + e_{i,t} \quad (6)$$

où c est le coût total, y est la production, p est le prix du capital (k), du travail (l) ou du capital public utilisé (Tc), l'indice inférieur i désigne l'industrie et l'indice inférieur t, le temps. Nous imposons à la fonction une homogénéité de degré 1 en prix et un rendement d'échelle constant sur les facteurs de production privés.

5.1 Méthode économétrique

La base de données KLEMS (ensemble de données sur le capital, le travail, l'énergie, les matières premières et les services) contient des données instables, désagrégées, qui posent plusieurs défis aux chercheurs qui souhaitent les utiliser (voir Macdonald, 2007). Comme les données sont bruitées et contiennent des observations inhabituelles, ou aberrantes, le recours à des estimateurs moins courants peut être utile pour produire les estimations des paramètres.

L'estimateur le plus couramment employé par les économistes est celui des moindres carrés ordinaires (MCO), qui est sensible aux observations aberrantes. Ces dernières peuvent influencer l'estimation de la pente et de l'ordonnée à l'origine de la droite des MCO, parce qu'elles sont formées à partir de moyennes, de variance et de covariance d'échantillon. Ces mesures sont exagérées par les observations aberrantes et, le cas échéant, peuvent donner lieu à des inférences médiocres.

En présence d'observations aberrantes, les méthodes d'estimation qui minimisent l'effet des observations inhabituelles peuvent être utiles pour décrire les relations statistiques. Dans le présent document, nous utilisons le S-estimateur de Rousseeuw et Yohai (1984) pour juxtaposer les estimations par les MCO et pour donner une idée de la façon dont le capital public affecte les coûts privés. Le S-estimateur recherche dans des sous-échantillons des données celles qui produisent les estimations pour lesquelles la dispersion des résidus est la plus faible (pour plus d'information, voir Rousseeuw et Yohai, 1984, ainsi que Chen, 2002).

En minimisant l'estimation de la variance résiduelle sur l'ensemble des sous-échantillons, l'algorithme choisit les estimations des paramètres qui représentent une majorité des observations. Les observations aberrantes, qui accroissent la variance résiduelle, ne sont pas utilisées et peuvent être identifiées d'après des mesures diagnostiques en vue d'une évaluation plus approfondie. En outre, une fois repérées, les observations aberrantes peuvent être repondérées pour éliminer leur influence et la méthode des MCO peut alors être appliquée à l'échantillon restant.

Prétest

En présence de changements de niveau et de tendance, le test de racine unitaire pose des difficultés. Ce genre d'observations peuvent donner l'impression qu'une série stationnaire suit un processus de racine unitaire et donner lieu à de mauvaises inférences (Madalla et Kim, 2003). L'ensemble de données KLEMS souffre de ces deux types d'événements (Macdonald, 2007). Par conséquent, la vérification de l'hypothèse de l'existence d'une racine unitaire pose un problème et la prudence est de rigueur.

Des tests de racine unitaire sur données de panel qui combinent l'information transversale provenant du panel en vue d'accroître leur puissance sont disponibles. Ces tests devraient aboutir à une meilleure inférence concernant la présence d'une racine unitaire. Toutefois, en présence d'observations aberrantes et de changements de tendance, il n'est pas certain qu'il en soit ainsi.

Tableau 4
Tests LM de racine unitaire sur données de panel de Hadri

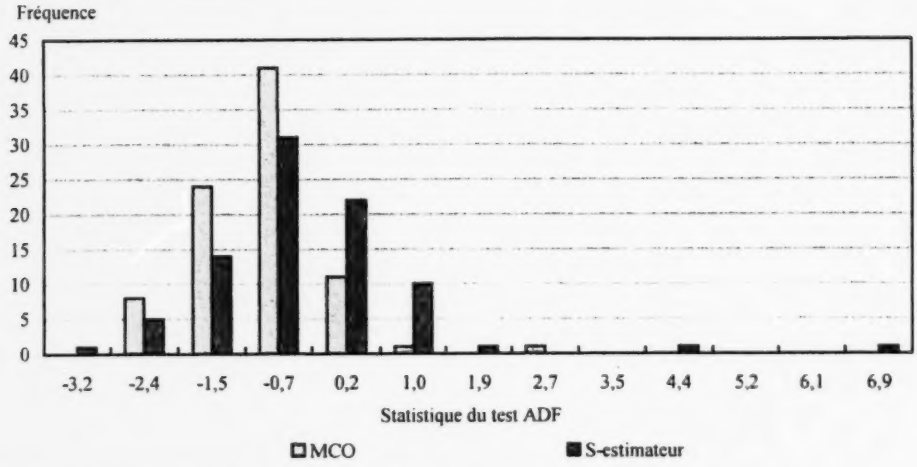
	H_0 : Toutes les séries chronologiques sont stationnaires			
	c-y	p_l	p_k	Tc
Homoscédastique	138,91 *	176,84 *	57,1 *	95,14 *
Hétéroscédastique	128,87 *	174,5 *	63,28 *	72,25 *
Corrélation sérielle	12,72 *	14,65 *	6,87 *	13,39 *

* Indique le rejet au seuil de signification de 10 %
Source : Statistique Canada.

L'examen de la série de prix donne à penser que le test LM de Hadri pourrait fournir une inférence suffisante. Cependant, l'ensemble de données contient des observations aberrantes qui peuvent affecter les résultats. Le test LM de Hadri est un test de racine unitaire sur données de panel de la même veine que le test KPSS (Kwaitkowski, Phillips, Schmidt et Shin, 1992) dans un cadre univarié. L'hypothèse nulle est que la série suit une tendance linéaire au cours du temps.

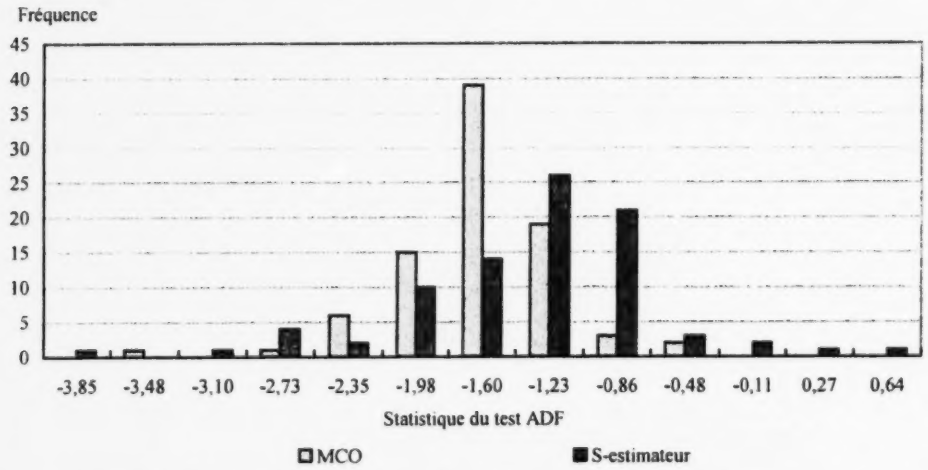
Les résultats impliquent que toutes les séries suivent un processus de racine unitaire (tableau 3). Toutefois, les données sous-jacentes contiennent des observations inhabituelles qui peuvent affecter les résultats. Par conséquent, nous soumettons les données à un deuxième test de racine unitaire.

Figure 6
Statistique du test de racine unitaire ADF pour Ln(C/Y)



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires et ADF signifie « augmented Dickey-Fuller ».
Source : Statistique Canada.

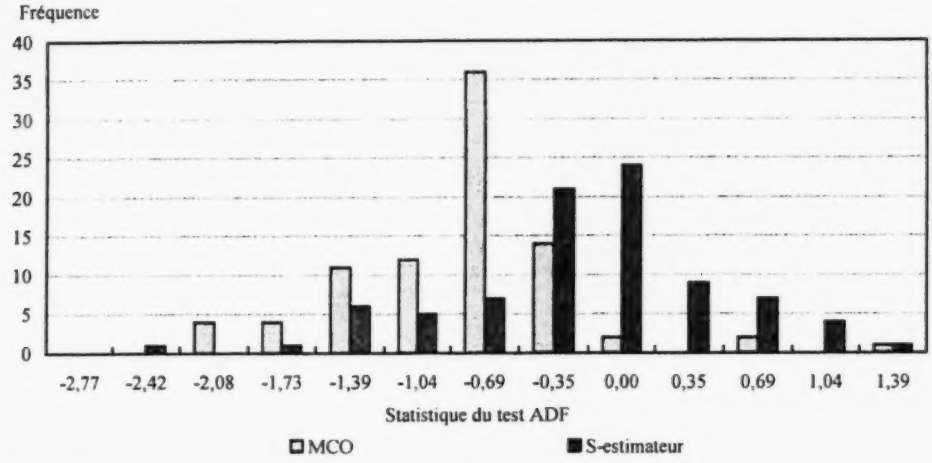
Figure 7
Statistique du test de racine unitaire ADF pour Ln(P_L)



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires et ADF signifie « augmented Dickey-Fuller ».
Source : Statistique Canada.

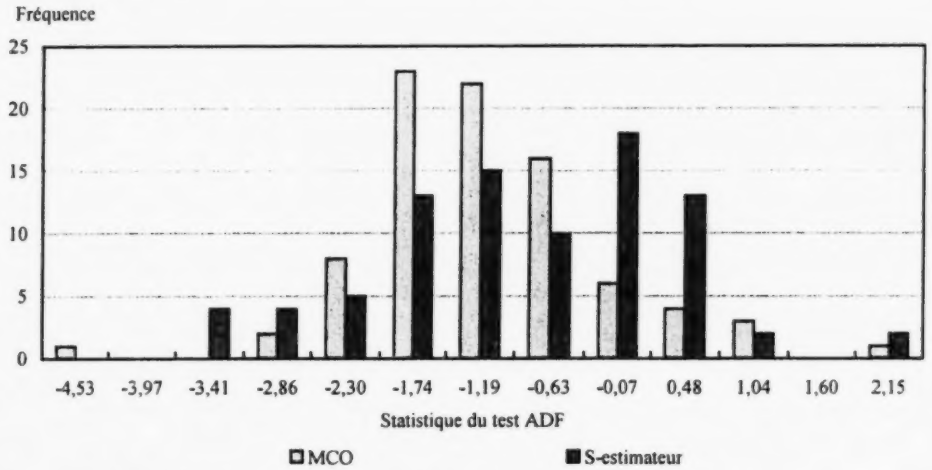
Pour chaque industrie, nous exécutons la régression ADF avec un retard en utilisant les MCO et le S-estimateur. Les histogrammes de la statistique de test résultante sont présentés aux figures 6 à 9. Puisque le S-estimateur est insensible aux observations aberrantes, si ces dernières ont une incidence sur la statistique de test des MCO, la statistique de test du S-estimateur devrait donner un résultat différent.

Figure 8
Statistique du test de racine unitaire ADF pour $Ln(P_K)$



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires et ADF signifie « augmented Dickey-Fuller ».
Source : Statistique Canada.

Figure 9
Statistique du test de racine unitaire ADF pour l'approximation du coût du capital public



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires et ADF signifie « augmented Dickey-Fuller ».
Source : Statistique Canada.

La distribution des réponses sous-entend que, pour la majorité des séries, l'hypothèse de racine unitaire est à rejeter pour toutes les variables. Le résultat est cohérent d'une stratégie d'estimation à l'autre; toutefois, dans toutes les séries de prix, la distribution des MCO est située à la gauche de la distribution de la statistique de test du S-estimateur, ce qui implique que les observations aberrantes influent sur la statistique de test des MCO. Dans ce cas, l'effet n'est pas suffisamment prononcé pour modifier le résultat du test.

Les tests de racine unitaire ADF individuels et le test LM de Hadri impliquent que les séries suivent des processus de racine unitaire. Les résultats paraissent robustes à la stratégie d'estimation et au type de test.

Stratégie d'estimation

Les tests de racine unitaire indiquent qu'un processus de racine unitaire est présent dans les données. Toutefois, il n'est pas certain que les séries sont co-intégrées ou qu'il faudrait calculer les différences premières. L'existence d'observations aberrantes dans l'ensemble de données rend les distributions des résidus non normales et nombre de tests de co-intégration, non fiables. Au lieu d'essayer de produire des tests de co-intégration sur données de panel dans ces conditions, qui sont loin d'être idéales pour ces tests, nous adoptons deux approches et comparons les résultats.

La première approche consiste à exprimer l'équation (6) en différence logarithmique. Elle repose sur l'hypothèse que les différences logarithmiques contemporaines sont suffisantes pour refléter la relation entre les variables explicatives et la variable de réponse. Comme les parts du coût imputables au capital et au travail sont relativement stables au cours du temps, nous n'estimons pas la fonction de coût en différence logarithmique sous forme d'un système. Nous estimons plutôt les MCO et le S-estimateur à partir de l'équation en différence logarithmique unique.

La deuxième approche consiste à supposer que les données sont co-intégrées et à estimer l'équation en niveau comprenant une tendance pour la PMF, mais à se demander si les estimations posent des problèmes. Les données sont d'abord estimées sous forme d'un système de régressions apparemment non liées (SUR pour *seemingly unrelated regression*) en utilisant la méthode des MCO. Un deuxième ensemble d'estimations est obtenu en utilisant la méthode des moindres carrés repondérés (MCR). L'estimation MCR donne aux observations aberrantes un poids nul. Celles-ci sont repérées en appliquant l'algorithme du déterminant minimum de covariance de Rousseeuw et van Driessen (1999) et le S-estimateur aux variables de facteur de production et à l'équation (6), respectivement.

Dans les deux approches les unités du panel sont traitées comme des entités distinctes. Elles ne sont pas regroupées, et les processus d'erreur ne sont pas contraints d'avoir la même variance, hypothèse couramment formulée pour les modèles sur données de panel. Les unités employées ici sont tirées d'une gamme d'industries différant considérablement les unes des autres. La variation de l'intensité du capital permet difficilement de soutenir que l'élasticité du capital, ou du travail, est la même dans toutes les industries. De surcroît, la petite taille de certaines industries permet difficilement d'affirmer que les processus stochastiques qui affectent ces dernières sont de même ordre de grandeur.

Par conséquent, nous estimons séparément l'équation (6) pour chaque industrie. Cela équivaut à considérer que les élasticités du capital et du travail, de la PMF, des réductions de coût dues au capital public et des processus d'erreur sont particulières à l'unité. Lorsque les estimations sont produites, nous examinons leurs valeurs moyennes et individuelles.

Évaluation des estimations des paramètres

Les estimations en différence logarithmique moyennes de la productivité mutifactorielle (PMF) concordent aux attentes (tableaux 5 et 6). Les estimations les plus grandes de la PMF sont observées pour les industries primaires et celles de la construction et de la fabrication, tandis que les industries du secteur des services n'affichent que de faibles accroissements[5]. Pour l'ensemble des industries, les estimations de la PMF par le S-estimateur et par les MCO sont semblables et ont une valeur moyenne de -1,63 % et -1,43 %, respectivement[6]. Pour les deux estimateurs, la croissance de la PMF est plus importante pour le secteur de la fabrication que pour l'ensemble de l'économie.

L'estimation de l'élasticité du travail est presque égale à l'unité pour un grand nombre d'industries et diffère appréciablement, en moyenne, de la part du revenu imputable au travail. Ce résultat ne concorde pas avec les attentes a priori quant à l'élasticité du travail dans une fonction de coût en niveau, ni avec les estimations non paramétriques de la part du revenu imputable au travail dans l'économie agrégée. L'écart est dû à la nature de la variation annuelle du coût du travail et du capital.

Le coût du capital est une variable prospective qui amortit les dépenses en immobilisations sur un certain nombre de périodes. Par conséquent, elle varie moins rapidement que les taux salariaux. Les estimations de l'équation en différence logarithmique reflètent cette différence en indiquant que les variations annuelles des prix des facteurs de production reflètent les variations des taux salariaux dans une plus forte proportion que ne le laisse entendre leur part du revenu. Ce résultat a tendance à se produire dans les fonctions de coût lorsque l'on utilise les prix en différence logarithmique. Pour un certain nombre d'industries, la S-estimation diffère de l'estimation par les MCO, ce qui donne à penser qu'il existe des observations aberrantes.

Le capital public produit des estimations de l'élasticité de la réduction des coûts sur l'ensemble des industries qui concordent avec les attentes a priori. Les industries qui dépendent le plus du transport de marchandises sont celles qui connaissent les réductions les plus importantes des coûts liés à l'évolution de la fourniture de capital public au cours du temps. Les industries de services n'affichent que des réductions faibles, voire nulles. Pour la majorité des industries, le S-estimateur et les MCO fournissent des résultats semblables. En moyenne, les MCO donnent à penser que l'élasticité des prix unitaires par rapport au capital public est d'environ -0,15 pour l'ensemble de l'économie et d'environ -0,22 pour le secteur de la fabrication.

5. La moyenne pondérée de la croissance de la productivité mutifactorielle (PMF) sur l'ensemble des industries est plus faible que la moyenne non pondérée, quelle que soit la méthode d'estimation appliquée.

	Niveau logarithmique		Différence logarithmique	
	MCO	MCR	MCO	MCR
PIB nominal, moyenne pondérée de la croissance de la PMF	-0,27	-0,42	-1,05	-1,29

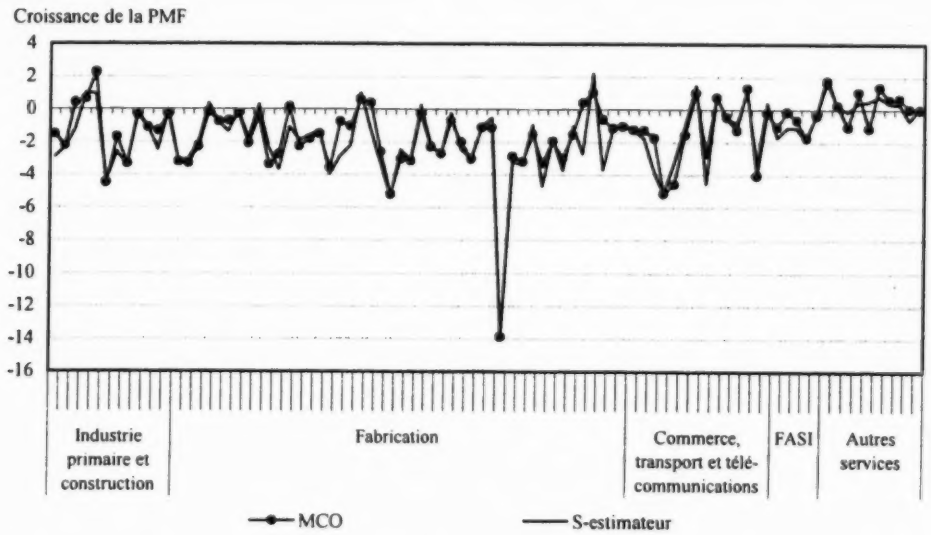
Nota : PIB signifie produit intérieur brut; MCO signifie moindres carrés ordinaires; et MCR signifie moindres carrés repondérés.

6. Du côté des coûts, la PTF reflète la mesure dans laquelle les hausses des prix des facteurs de production ne sont pas transmises dans les coûts unitaires.

Les moyennes reposent sur l'hypothèse que toutes les industries tirent le même avantage du capital public, ce qui est vraisemblablement incorrect, étant donné les différences de propension des industries à transporter des marchandises. Si, au contraire, on utilise comme poids le produit intérieur brut nominal, la réduction de coût calculée diminue d'environ trois à quatre points de pourcentage pour toutes les industries et d'environ quatre à six points de pourcentage pour le secteur de la fabrication. Néanmoins, les résultats continuent d'indiquer que le capital public a un impact important sur les coûts du secteur privé.

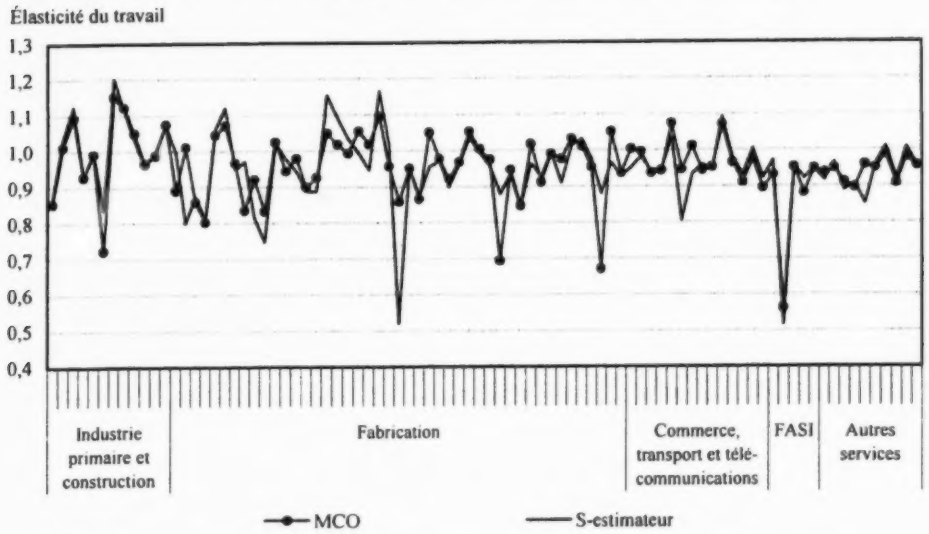
L'équation en niveau logarithmique produit des valeurs un peu plus faibles de la croissance de la PMF que l'équation en différence logarithmique. Les estimations MCO et MCR donnent à penser qu'en moyenne, la croissance de la PMF est de -0,92 et -0,81, respectivement. Dans chaque cas, le secteur de la fabrication est la source de la plupart de la croissance de la PMF, l'estimation de la PMF étant importante pour l'industrie du matériel informatique et périphérique. Les industries de services affichent une croissance minime de la PMF.

Figure 10
Productivité mutifactorielle (PMF) selon l'équation en différence logarithmique



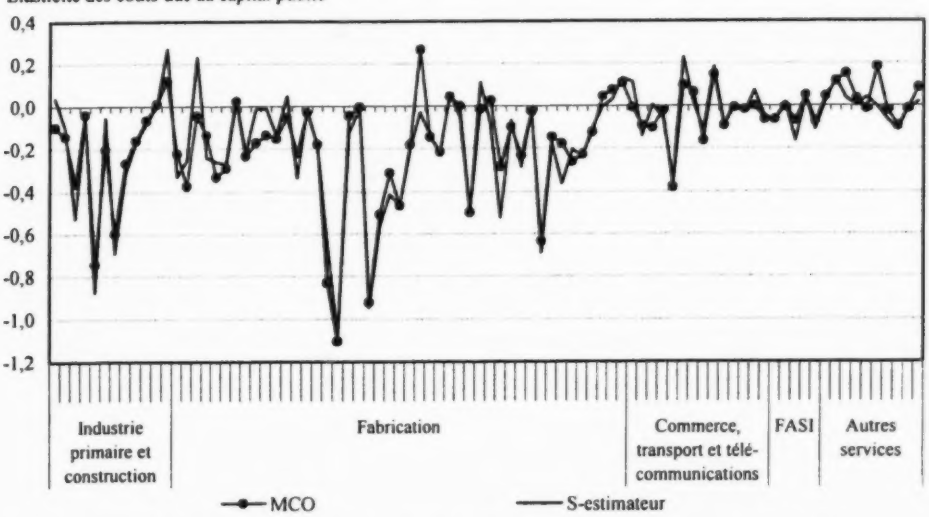
Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires et FASI signifie finance, assurances et services immobiliers.
Source : Statistique Canada.

Figure 11
Élasticité du travail selon l'équation en différence logarithmique



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires et FASI signifie finance, assurances et services immobiliers.
Source : Statistique Canada.

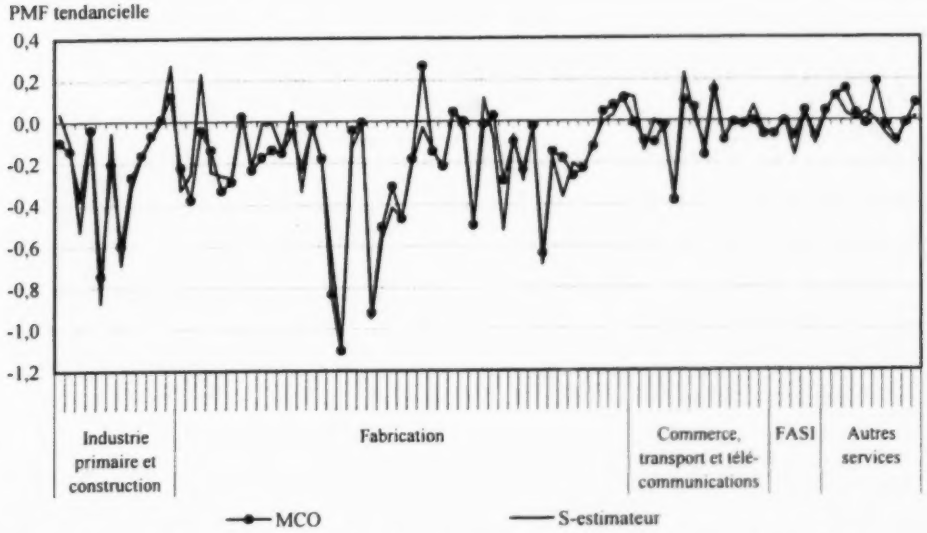
Figure 12
Réduction marginale des coûts due au capital public selon l'équation en différence logarithmique



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires et FASI signifie finance, assurances et services immobiliers.
Source : Statistique Canada.

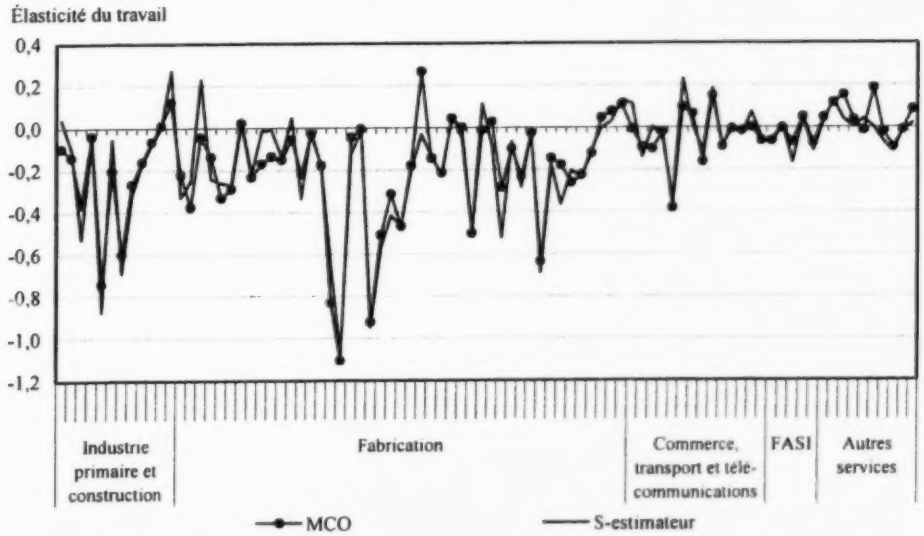
Les estimations de l'élasticité du capital et du travail d'après l'équation en niveau concordent étroitement avec les parts du revenu respectives de ces facteurs. Les MCO produisent des estimations de 0,37 et 0,63, respectivement, tandis que les S-estimations indiquent que l'élasticité du travail est de 0,56 et celle du capital, est de 0,44.

Figure 13
Croissance de la productivité mutifactorielle (PMF) selon l'équation en niveau logarithmique



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires et FASI signifie finance, assurances et services immobiliers.
Source : Statistique Canada.

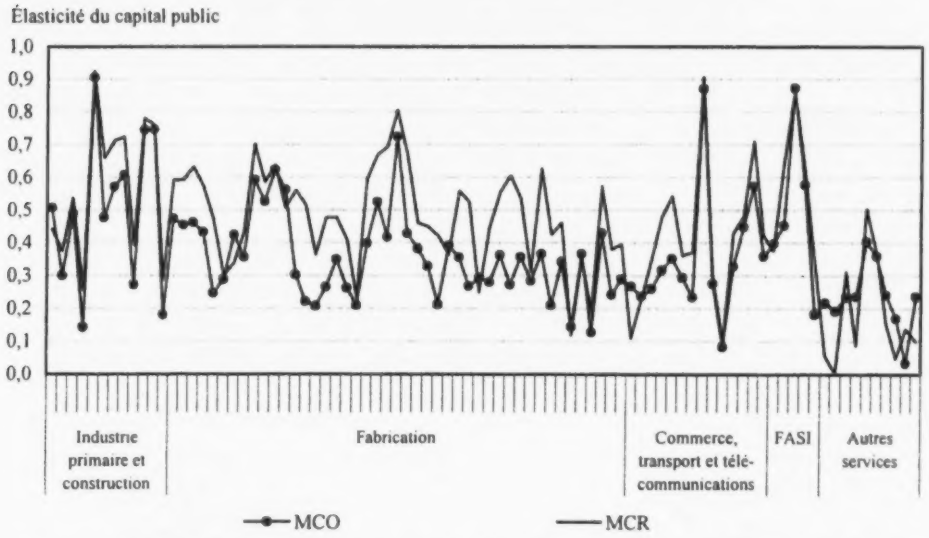
Figure 14
Élasticité du travail selon l'équation en niveau logarithmique



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires et FASI signifie finance, assurances et services immobiliers.
Source : Statistique Canada.

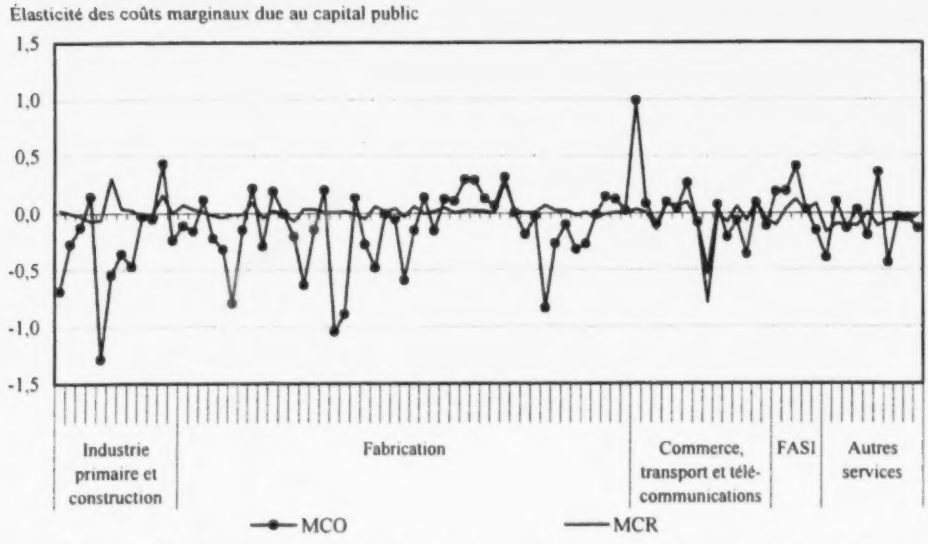
Jusqu'à présent, les résultats de la méthode des MCO et ceux de la méthode qui tient compte des observations aberrantes, à savoir la méthode des MCR ou celle du S-estimateur, diffèrent peu. En revanche, l'estimation de l'élasticité du capital public est sensible à la méthode d'estimation. Les MCO fournissent des estimations qui sont semblables, en moyenne et d'une industrie à l'autre, à la spécification en différence première, tandis que les estimations par les MCR dans l'approche en niveau logarithmique donnent à penser que la fourniture de capital public ne réduit pas les coûts unitaires au cours du temps.

Figure 15
Élasticité du capital selon l'équation en niveau logarithmique



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; MCR signifie moindres carrés repondérés; et FASI signifie finance, assurances et services immobiliers.
Source : Statistique Canada.

Figure 16
Réduction des coûts marginaux due au capital public selon l'équation en niveau logarithmique



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; MCR signifie moindres carrés repondérés; et FASI signifie finance, assurances et services immobiliers.
Source : Statistique Canada.

Tableau 5
Moyenne des estimations des paramètres de la fonction de coût (secteur des entreprises)

	Niveau logarithmique		Différence logarithmique	
	MCO	MCR	MCO	S-estimateur
PMF	-0,92	-0,81	-1,43	-1,63
Élasticité du travail	0,63	0,57	0,96	0,95
Élasticité du capital	0,37	0,43	0,04	0,05
Infrastructure	-0,11	0,03	-0,14	-0,15
Infrastructure (pondérée)	-0,08	0,02	-0,12	-0,11

Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; MCR signifie moindres carrés repondérés; et PMF signifie productivité mutifactorielle.
Source : Statistique Canada.

Tableau 6
Moyenne des estimations des paramètres de la fonction de coût (fabrication uniquement)

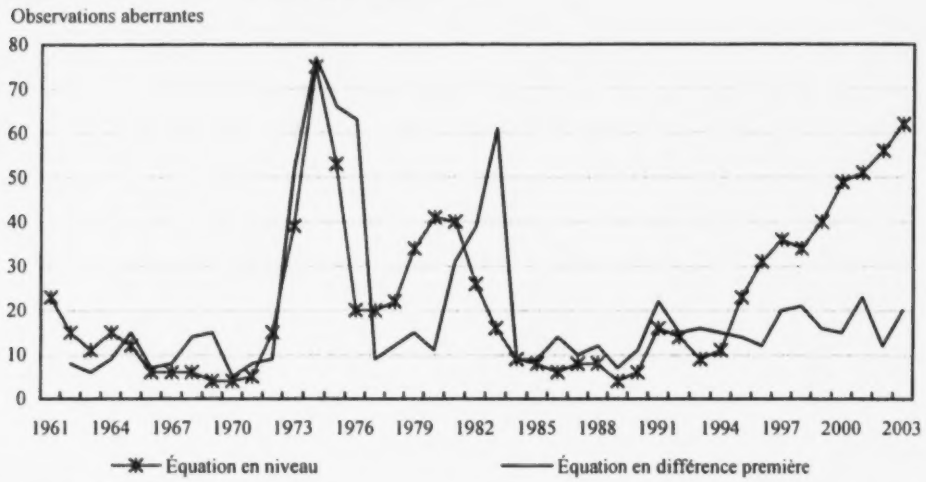
	Niveau logarithmique		Différence logarithmique	
	MCO	MCR	MCO	S-estimateur
PMF	-1,61	-1,24	-1,97	-2,17
Élasticité du travail	0,64	0,56	0,95	0,95
Élasticité du capital	0,36	0,44	0,05	0,05
Infrastructure	-0,14	0,07	-0,21	-0,22
Infrastructure (pondérée)	-0,18	0,06	-0,27	-0,27

Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; MCR signifie moindres carrés repondérés; et PMF signifie productivité mutifactorielle.
Source : Statistique Canada.

Si aucune correction n'est faite pour les observations aberrantes, les deux méthodes (différence logarithmique et niveau logarithmique) produisent des estimations comparables de l'élasticité de la réduction des coûts due au capital public, que l'on calcule ou non une moyenne simple ou pondérée.

Les résultats sont semblables à ceux trouvés dans la littérature pour le Canada en ce sens qu'ils donnent une élasticité négative du capital public par rapport aux coûts du secteur privé, quoiqu'ils soient un peu plus élevés que ceux obtenus antérieurement. En particulier, Harchaoui et Tarkhani (2003) obtiennent une élasticité de la réduction des coûts de 0,06 pour le secteur des entreprises en utilisant une fonction de coût translogarithmique. Enfin, sauf dans le cas des estimations MCR du système de régressions apparemment non liées (SUR, pour *seemingly unrelated regression*) en niveau logarithmique, la réduction des coûts marginaux est robuste aux observations aberrantes.

Figure 17
Observations aberrantes par année



Source : Statistique Canada.

Bien que les estimations MCR de l'équation en niveau logarithmique indique que le capital public n'a pas d'impact si l'on élimine les observations aberrantes de l'échantillon, cela ne veut pas dire qu'il n'existe pas de relation économique. Cela sous-entend plutôt que, si l'on tient l'équation en niveau logarithmique pour vraie, la réduction des coûts marginaux due au capital public est générée à des points particuliers dans le temps (figure 17). Dans le cas des équations en différence logarithmique et en niveau logarithmique, les observations aberrantes sont regroupées autour du premier choc pétrolier et des deux récessions du début des années 1980. L'équation en niveau logarithmique possède aussi un nombre croissant d'observations aberrantes vers la fin de la période.

Le moment où surviennent les observations aberrantes impliquent que les industries les plus aptes à utiliser les intrants infrastructurels durant les périodes de difficulté économique sont celles qui produisent les réductions de coût observées dans l'équation en niveau. Autrement dit, durant les périodes de stress, les industries les plus aptes à utiliser le capital public réalisent de

plus grandes réductions des coûts. Cette explication pourrait être raisonnable durant la première partie de la période; cependant, l'accroissement du nombre d'observations aberrantes après 1995 dans l'équation en niveau logarithmique est difficile à expliquer du point de vue économique. Contrairement à l'époque du premier choc pétrolier et des alentours des récessions du début des années 1980, nous n'observons pas d'accroissement simultané du nombre d'observations aberrantes provenant de l'équation en différence logarithmique, ni de chocs macroéconomiques. Cette divergence jette le doute sur la véracité des résultats de l'équation en niveau. En particulier, il se pourrait que le nombre croissant d'observations aberrantes à la fin de la période soit dû à une erreur de spécification de la tendance. Par conséquent, à la section suivante, des preuves supplémentaires que les équations en niveau logarithmique souffrent d'autres problèmes sont fournies.

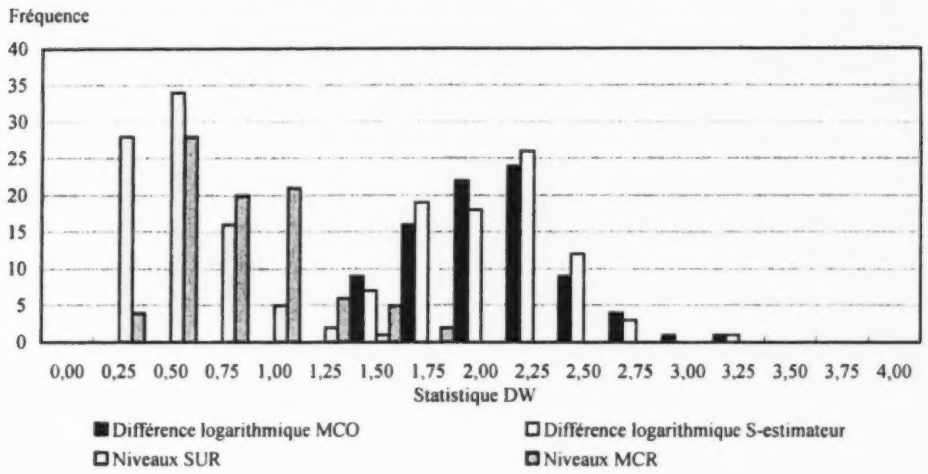
Robustesse des estimations

La spécification incorrecte de la tendance dans la régression d'une série chronologique peut donner lieu à des résultats fallacieux. En particulier, si une série présente une tendance stochastique, ce qui est probable pour les séries de prix, et que l'on ajuste une tendance linéaire, une relation entre les deux variables existera uniquement parce qu'elles augmentent toutes deux avec le temps. Ce problème est celui qui se pose lorsque l'on examine les estimations SUR et MCR.

La marque d'une régression fallacieuse est une statistique R-carré dont la valeur est plus grande que celle de la statistique de Durbin-Watson. Cette situation est le signe d'une relation fallacieuse, parce que l'on peut montrer que, dans une régression fallacieuse, la statistique R-carré converge vers une variable aléatoire, tandis que la statistique de Durbin-Watson converge vers zéro (pour une discussion relativement non technique, voir Granger, 2001). Les statistiques de Durbin-Watson et du R-carré issues des modèles en différence et en niveau (logarithmique) sont représentées graphiquement aux figures 18 et 19, respectivement. Les équations en niveau donnent une valeur de R-carré élevée et une valeur de la statistique de Durbin-Watson faible, ce qui les fait paraître fallacieuses, et corrobore l'argument de Tatom (1991a, 1993) voulant que les régressions en niveau ne fournissent pas d'inférence adéquate.

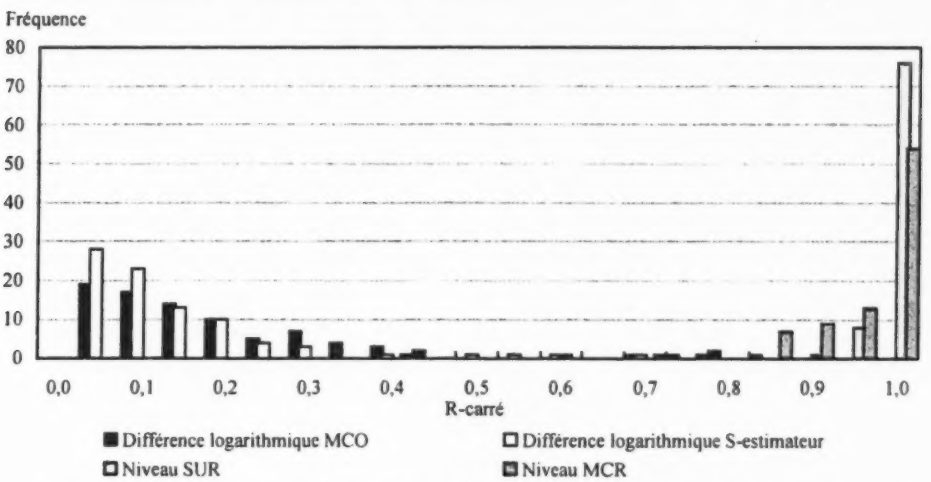
Les équations en différence logarithmique donnent une statistique de Durbin-Watson dont la valeur est proche de deux en moyenne, ce qui fait penser que, si la corrélation sérielle est peut-être un problème pour des industries particulières, elle n'est pas préoccupante dans l'ensemble. Les équations en différence logarithmique sont caractérisées par une statistique R-carré plus faible que les équations en niveau et, pour un certain nombre d'industries, les régressions expliquent une part minime de la variation de la variable dépendante.

Figure 18
Histogrammes de la statistique D de Durbin-Watson



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; SUR signifie « seemingly unrelated regressions »; et MCR signifie moindres carrés repondérés.
Source : Statistique Canada.

Figure 19
Histogrammes de la statistique R-carré



Nota : MCO signifie moindres carrés ordinaires; SUR signifie « seemingly unrelated regressions »; et MCR signifie moindres carrés repondérés.
Source : Statistique Canada.

Les données laissent entendre que les estimations de la fonction de coût en différence logarithmique sont plus appropriées que les équations en niveau. Quand on tient compte de la tendance stochastique, les estimations de la réduction des coûts marginaux paraissent robustes aux erreurs de spécification de la tendance, ont un ordre de grandeur qui concorde avec les estimations antérieures calculées pour le Canada et correspondent à une estimation statistiquement valide obtenue à partir de la fonction de production. De surcroît, pour la forme fonctionnelle choisie, les moyennes simples et pondérées par le PIB nominal des estimations de la réduction des coûts marginaux sont comprises dans les intervalles de confiance calculés d'après toutes les estimations fondées sur la fonction de production.

Qu'indique la fonction de coût?

Les estimations fondées sur la fonction de coût donnent à penser que les ajouts de capital public au cours du temps réduisent les coûts privés. L'effet diffère considérablement d'une industrie à l'autre, les industries productrices de biens ayant tendance à bénéficier de réduction des coûts, tandis que les industries de services ne ressentent qu'un effet minimal.

Il est important de souligner que la façon dont le capital public est mesuré ici influence les résultats. Seules les industries qui paient pour des services de transport, lesquelles ont tendance à être les industries productrices de biens, semblent utiliser l'infrastructure publique. Les industries de services utilisent également cette infrastructure, mais elles bénéficient de la densité des milieux urbains et des effets d'agglomération qui ne sont pas reflétés par les coûts de transport. Les industries de services profitent donc indirectement, plutôt que directement, de l'infrastructure publique.

Néanmoins, les estimations d'après la fonction de coût donnent des résultats semblables à ceux obtenus antérieurement pour le Canada. La réduction moyenne des coûts attribuable au capital public pour le secteur des entreprises présentée ici est d'environ 0,11 quand on utilise le PIB nominal comme coefficient de pondération et l'approche privilégiée de la différence logarithmique. L'élasticité serait de -0,08 si l'on utilisait l'équation en niveau logarithmique et que l'on ne faisait aucune correction pour tenir compte des observations aberrantes. Cette dernière valeur est comparable à la réduction de coût de 0,06 attribuable au capital public pour le secteur des entreprises publiée par Harchaoui et Tarkhani (2003) où ils ont utilisé les ensembles de données au niveau de l'industrie et les équations en niveau logarithmique, et ils ont estimé l'impact du capital public directement en utilisant une fonction de coût partiel plutôt que total, comme nous l'avons fait ici.

6 Taux de rendement du capital public

Une question fondamentale qui se pose après avoir estimé l'effet marginal du capital public est celle de savoir quel est le taux de rendement de ce capital. La détermination de ce taux est importante, parce qu'il renseigne les chercheurs et les responsables de l'élaboration des politiques sur ce que devrait être le flux de services du capital public.

Le taux de rendement du capital public peut être estimé en résolvant l'équation qui décrit le coût d'usage du capital pour le taux implicite de rendement. Souvent, la formule du coût d'usage du

capital comprend un terme qui tient compte de l'appréciation du capital au fil du temps. Dans le cas du capital public, ce terme n'est pas inclus, parce qu'il n'existe aucun marché pour le capital public au Canada. En outre, même si un tel marché existait, les coûts de transaction pourraient empêcher que ces gains soient réalisés. S'il est impossible de réaliser des gains en capital, ces derniers ne représentent pas un coût d'opportunité dont il conviendrait de tenir compte lorsque l'on examine le taux de rendement de l'actif.

La relation entre le coût du capital et le revenu marginal est décrite par la formule du coût d'usage du capital :

$$P_y \frac{\partial Y}{\partial G} = P_g (r_g + \delta_g) \tag{7}$$

où P_y est le prix du produit, P_g est le prix d'une nouvelle unité de capital public, r_g est le taux de rendement du capital public et δ_g est le taux de dépréciation du capital public.

Pour relier $\frac{\partial Y}{\partial G}$ avec $\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln G}$ provenant de l'estimation de la fonction de production en utilisant l'équation (2), notons que la dérivée logarithmique peut être réécrite sous la forme $\frac{\partial Y}{\partial G} = \beta_g \frac{Y}{G}$. Par conséquent, l'équation (7) peut être réarrangée comme suit :

$$r_g = \beta_g \left(\frac{P_y Y}{P_g G} \right) - \delta_g \tag{8}$$

où β_g est l'élasticité du capital public, $P_y Y$ est le PIB nominal du secteur des entreprises, $P_g G$ est la valeur nominale du stock de capital public.

Pour le secteur public, il n'est pas certain que la levée de fonds n'ait pas de coût. D'aucuns soutiennent que le coût réel des fonds publics est plus élevé que le taux des obligations d'État, quoique pour les besoins des comptes nationaux, il n'est pas évident que le coût de la levée de fonds est une considération pertinente dans l'évaluation de la production qui devrait être attribuée au capital public. Le coût de la levée de capitaux peut être pris en compte en réduisant proportionnellement le revenu marginal d'une unité supplémentaire de capital public en prenant le coût marginal des fonds (MC_g) comme facteur d'échelle. La mesure de MC_g dépasse le cadre du présent document; néanmoins, Usher (1986) fournit une estimation de 1,6 que nous employons ici. Inclure le coût marginal des fonds rajuste l'équation (8) qui prend alors la forme suivante :

$$r_g = \beta_g \left(\frac{P_y Y}{P_g G} \right) \Big/ MC_g - \delta_g . \tag{9}$$

Les arguments concernant l'efficacité du secteur public et la taille du facteur d'échelle étant controversés, nous présentons les taux de rendement fondés sur l'équation (8), ainsi que sur l'équation (9). En outre, il est important de souligner que nous avons calculé 42 taux annuels de rendement et qu'au départ, nous ne discutons que du taux moyen de rendement.

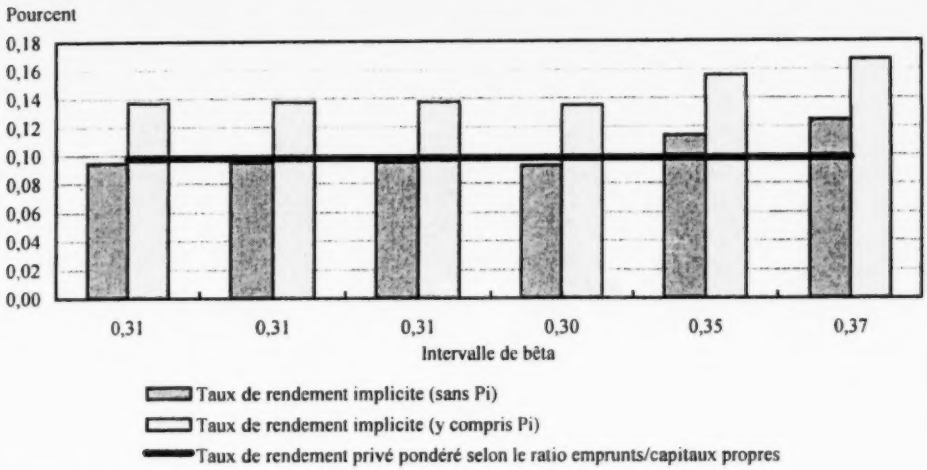
Avant d'examiner les estimations du taux de rendement du capital public, notons que, si le taux implicite de rendement du capital privé est calculé en résolvant l'équation du coût d'usage du capital, le taux de rendement s'approche du rendement annuel moyen de la Bourse de Toronto sur la période de 1962 à 2003 (figure 20). Le rendement implicite est calculé en incluant et en excluant l'appréciation du prix des biens d'investissement dans la formule du coût d'usage du capital. Les estimations ponctuelles basées sur la fonction de production fournissent une estimation raisonnable du rendement du capital privé qui donne à penser que la spécification de la fonction de production est satisfaisante pour l'inférence d'un taux privé de rendement. La question qui persiste est celle de savoir dans quelle mesure il est possible d'estimer un taux de rendement raisonnable du capital public, étant donné les effets entrelacés du capital public et de la productivité mutifactorielle (PMF).

Selon des études antérieures visant à estimer le taux de rendement du capital public, ce taux est élevé. Ce genre de résultat est critiqué comme étant improbable (Aaron, 1990) et est l'une des principales raisons pour lesquelles l'intérêt des chercheurs s'est déplacé des estimations fondées sur la fonction de production à celles fondées sur la fonction de coût.

Le taux implicite de rendement du capital public calculé dans le présent document est également élevé quand nous utilisons les estimations ponctuelles de l'élasticité du capital public fondées sur la fonction de production en excluant la PMF (estimations ponctuelles de la figure 20). Les estimateurs $MCGR_1$ et $MCGR_2$ (moindres carrés généralisés réalisables) de la fonction de production sous-entendent que le taux de rendement du capital public est supérieur à 50 % si le coût marginal de la levée de fonds est égale à l'unité. Si l'on emploie l'estimation du coût marginal des fonds de Usher, le taux de rendement diminue pour s'établir autour de 35 %, mais demeure environ quatre fois plus élevé que le taux de rendement moyen des obligations d'État à long terme.

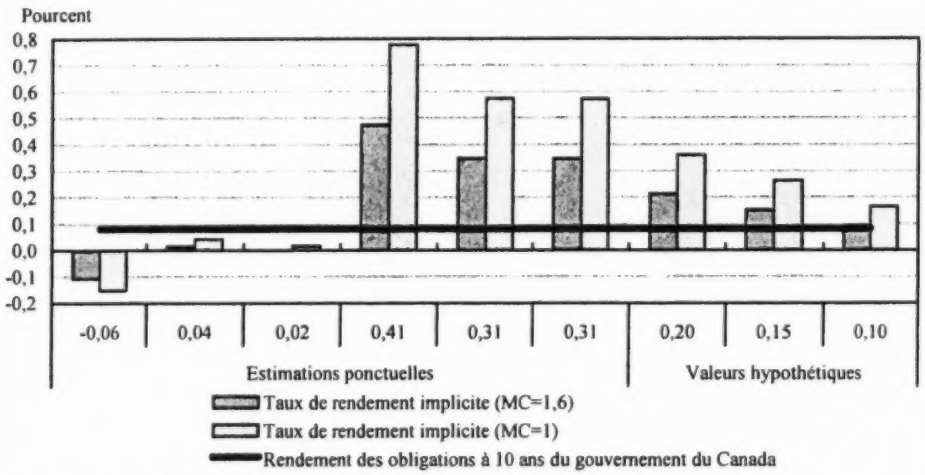
Bien que ces taux de rendement élevés soient considérés par certains comme étant invraisemblablement grands, ils justifient un commentaire. En premier lieu, si l'estimation de l'élasticité du capital public reflète la nature facilitante de ce capital, qui tient compte des effets d'agglomérations et de l'effet de l'accroissement du réseau routier public qui peut donner lieu à des externalités importantes, alors un taux de rendement historique élevé peut être plausible. Toutefois, cela ne serait pas reproduisible, car, comme le fait remarquer Fernald (1999), une interprétation vraisemblable est que la construction d'un réseau pourrait avoir un taux de rendement très élevé, mais que la construction d'un deuxième pourrait avoir un rendement marginal très faible (p. 630).

Figure 20
Taux nominal de rendement du capital privé



Source : Statistique Canada.

Figure 21
Taux nominal implicite de rendement du capital public sur l'ensemble des estimations



Source : Statistique Canada.

Deuxièmement, et plus vraisemblablement, les estimations présentées ici sont produites au moyen de modèles dont est exclue la croissance de la PMF, parce qu'il est difficile d'isoler les effets respectifs de la PMF et du capital public au cours du temps. Par conséquent, il est probable que, si l'on pouvait faire la distinction entre les deux effets, l'effet marginal du capital public serait plus faible que celui estimé. Puisqu'une estimation plus faible ferait nécessairement baisser le rendement du capital public, si la croissance de la PMF est reflétée dans l'estimation de l'élasticité du capital public, le taux de rendement est biaisé par excès.

Il importe de noter que c'est trop demander que d'estimer le taux de rendement du capital public d'après une série de données qui croît à un taux relativement constant au cours du temps. Dans ces conditions, il n'est peut-être pas raisonnable de supposer que l'estimation ponctuelle représente avec exactitude l'élasticité du capital public. Les estimations d'après la fonction de coût fournissent une source externe d'information qui, comme nous l'avons soutenu plus haut, peut être utilisée pour conditionner les attentes quant à l'ordre de grandeur d'une estimation raisonnable de l'élasticité. La fonction de coût comprend l'effet marginal du capital public et de la PMF, ce qui permet de surmonter le problème du manque de variation du stock de capital public dans la fonction de production.

L'estimation du taux de rendement en utilisant une gamme d'estimations de l'élasticité de 0,2, 0,15 et 0,1, centrées sur la S-estimation moyenne non pondérée de la réduction marginale de coût due au capital public, produit des taux de rendement qui sont plus faibles. En outre, la moyenne pondérée d'environ 0,10 fournit un taux de rendement de 17 %. Ces taux sont légèrement supérieurs au taux de rendement à long terme du capital privé et au taux de rendement des obligations d'État à long terme (valeur hypothétique de la figure 20)[7].

Il convient néanmoins de souligner qu'une incertitude persiste au sujet des estimations ponctuelles des taux de rendement associés à l'élasticité hypothétique des coefficients du capital public tirée de l'approche de la fonction de coût. Pour les taux de rendement d'environ 17 %, sans la correction par le coût marginal, un intervalle de confiance à 95 % s'étend environ 12 points de pourcentage au-dessus et en dessous de celui des estimations moyennes, tandis que dans le cas des taux de rendement estimés en incluant une correction pour tenir compte du coût marginal des fonds, l'intervalle de confiance s'étend 8 points de pourcentage au-dessus et en dessous de celui des estimations moyennes[8]. Dans le cas précédent, l'intervalle de confiance entourant le taux de rendement centré sur la réduction moyenne et pondérée des coûts due à l'infrastructure publique d'après la fonction de coût comprend le taux des obligations d'État à long terme.

L'analyse des bornes entre lesquelles l'estimation réelle du taux de rendement se situe ne prend en considération que l'erreur statistique associée à l'estimation de l'élasticité, par rapport au capital public, du coût pour le secteur des entreprises. Il existe cependant une erreur non systématique dont il faut tenir compte, particulièrement lorsque l'on compare les estimations des taux de rendement produites par divers auteurs. La formule (9) du taux de rendement comprend trois termes, à savoir le ratio du PIB au capital public ρ, l'élasticité du coût de l'infrastructure β et le taux de dépréciation δ. L'utilisation de taux de dépréciation différents aura une incidence sur l'estimation du taux de rendement directement par la voie de δ et indirectement par la voie de l'estimation de ρ. Les taux de dépréciation plus faibles appliqués dans le cadre de la méthode de l'inventaire perpétuel utilisée pour agréger le capital aboutissent à une valeur plus faible de ρ.

---

7. Harchaoui et Tarkhani (2003) publient un taux de rendement de 12 % basé sur leur estimation de l'élasticité de 0,06, mais utilisent des taux de dépréciation différents de ceux adoptés ici en nous fondant sur les estimations les plus récentes diffusées récemment par le programme de la productivité.
8. Pour cette estimation, nous avons utilisé la valeur moyenne du ratio du produit intérieur brut au capital public dans l'équation (8). En outre, nous ne connaissons pas la variance de l'estimation de la dépréciation.

L'estimation de δ a d'importantes répercussions sur la grandeur de l'estimation du taux de rendement en plus d'accroître l'exactitude de l'estimation de l'élasticité, l'amélioration de l'estimation de δ offre un deuxième moyen d'obtenir des estimations plus sûres du taux de rendement. Dans l'avenir, l'amélioration des bases de données et des méthodes d'estimation pourrait offrir des estimations plus exactes du taux de rendement du capital public.

7 Conclusion

Les estimations du taux de rendement du capital public publiées dans la littérature varient considérablement. Afin de déterminer ce que pourrait être le taux de rendement pour le Canada, le présent document s'appuie sur les travaux de recherche menés antérieurement à Statistique Canada (Harchaoui et Tarkhani 2003) et les étoffe. Nous examinons la mesure dans laquelle diverses approches et méthodologies pourraient offrir une méthode de triangulation axée sur une estimation centrale du taux de rendement du capital public qui pourrait être utilisée pour éclairer les discussions courantes des comptables nationaux quant à la façon de tenir compte du rendement qu'il conviendrait d'intégrer dans les estimations de la valeur ajoutée du secteur public.

Nous utilisons pour cela un ensemble de données spéciales créé d'après les comptes de productivité de Statistique Canada, des ensembles de données de panel au niveau de la province et au niveau de l'industrie, deux approches différentes (fonction de production et fonction de coût) et un certain nombre de techniques économétriques. Néanmoins, les travaux de recherche dans ce domaine devraient se poursuivre. Les hypothèses concernant la relation entre le capital public et les coûts de transport, les problèmes éventuels d'endogénéité dans les estimations des fonctions de production et de coût, le rôle de divers taux de dépréciation et de diverses méthodes pour tenir compte de l'incertitude concernant les paramètres sont des éléments qui justifient tous une étude plus approfondie.

L'approche de la fonction de production produit des estimations de l'élasticité du capital privé et du travail qui concordent bien avec les parts du revenu respectives de ces facteurs. Cependant, il est difficile d'isoler l'élasticité de la croissance du capital public et de la productivité mutifactorielle (PMF). Par conséquent, l'intervalle dans lequel se situe vraisemblablement le taux de rendement est assez grand.

L'approche de la fonction de coût pose une série de défis supplémentaires. Les propriétés de série chronologique des données donnent à penser qu'afin d'éviter des résultats d'estimation fallacieux, les données devraient être analysées en différence première. Dans ce cadre, il est moins difficile de séparer l'effet du capital public de celui de la PMF. En outre, l'estimation résultante de l'élasticité du capital public (et du taux de rendement correspondant) se situe à l'intérieur de l'intervalle de confiance obtenu par l'approche de la fonction de production.

L'élasticité estimée de la réduction du coût due au capital public est, en moyenne, de l'ordre de 0,11. Dans les deux cas, la réduction de coût correspond à des valeurs d'élasticité qui sont comprises dans l'intervalle de confiance à 95 % des estimations de l'élasticité du capital public d'après la fonction de production. Elles sont également semblables à l'élasticité de la réduction

du coût due au capital public de 0,06 publiée dans Harchaoui et Tarkhani (2003) qui utilisent une fonction de coût, mais l'estiment en niveau et non pas en différence première. En outre, après que l'on tienne compte des problèmes associés aux séries chronologiques et de l'hétérogénéité des unités, les résultats sont robustes aux diverses méthodes d'estimation.

Malgré la « triangulation » entre les approches des fonctions de coût et de production, il continue d'exister une fourchette de valeurs plausibles de l'élasticité. La moyenne pondérée d'après l'estimateur que nous privilégions donne à penser que le taux de rendement est de 17 %. Néanmoins, l'intervalle de confiance autour de ces estimations est de plus ou moins 12 points de pourcentage, ce qui devrait permettre d'autres perfectionnements à l'aide de bases de données améliorées.

Bibliographie

Arrow, Kenneth J., et Mordecai Kurz. 1970. *Public Investment, the Rate of Return, and Optimal Fiscal Policy.* Baltimore : The Johns Hopkins University Press.

Aschauer, David Alan. 1989. « Is Public Expenditure Productive? » *Journal of Monetary Economics*. 23, 2 : 177–200.

Aaron, Henry J. 1990. « Discussion of Why Is Infrastructure Important? » Dans *Is There a Shortfall in Public Capital Investment?* Alicia H. Munnel (rév.). 51–63. Conference Series no. 34. Boston, Mass. : Federal Reserve Bank of Boston.

Baldwin, John R., et Jay Dixon. 2008. *Le capital infrastructurel : sa nature, sa répartition et son importance.* La Revue canadienne de productivité. N° 15-206-XIF2008016 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, John R., et Wulong Gu. 2007. *La productivité multifactorielle au Canada : une évaluation de diverses méthodes d'estimation des services de capital.* La Revue canadienne de productivité. N° 15-206-XIF2007009 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Balke, Nathan S., et Thomas B. Fomby. 1994. « Large shocks, small shocks, and economic fluctuations: Outliers in macroeconomic time series ». *Journal of Applied Econometrics*. 9, 2 : 181–200.

Beckstead, Desmond, et Jean-Pierre Maynard. 2001 « Annexe 2—Classification industrielle des measures de productivité et variables connexes ». Dans *Croissance de la productivité au Canada.* N° 15-204-XPE au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Berndt, Ernst R., et Bengt Hansson. 1992. « Measuring the contribution of public infrastructure capital in Sweden ». *The Scandinavian Journal of Economics*. 94, Supplément : S151–S168.

Brox, James A., et Christina A. Fader. 2005. « Infrastructure investment and Canadian manufacturing productivity ». *Applied Economics*. 37, 11 : 1247–1256.

Conrand, Klaus, et Helmu Seitz. 1994. « The economic benefits of public infrastructure ». *Applied Economics*. 26, 4 : 303–311.

Chen, Colin. 2002. « Robust Regression and Outlier Detection with the ROBUSTREG Procedure ». SAS Conference Proceedings : SUGI 27. Document n° 265-27. SAS Users Group International.

da Silva Costa, Jose, Richard W. Ellson et Randolph C. Martin. 1987. « Public capital, regional output, and development: Some empirical evidence ». *Journal of Regional Science.* 27, 3 : 419–437.

Fernald, John G. 1999. « Roads to prosperity? Assessing the link between public capital and productivity ». *American Economic Review*. 89, 3 : 619–638.

Ford, Robert, et Pierre Poret. 1991. *Infrastructure et productivité du secteur public*. OCDE. Document de travail n° 91 du Département des affaires économiques. Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.

Franses, Philip Hans. 1998. *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*. Cambridge, R.U.; New York : Cambridge University Press.

Garcia-Milà, Teresa, Therese J. McGuire et Robert H. Porter. 1996. « The effect of public capital in state-level production functions reconsidered ». *Review of Economics and Statistics*. 78, 1 : 177–180.

Gellatly, Guy, Marc Tanguay et Beiling Yan. 2002. « Chapitre 2—Une méthode alternative d'estimation de la dépreciation économique : nouveaux résultats obtenus au moyen d'un modèle de survie ». Dans *Croissance de la productivité au Canada-2002*. John R. Baldwin et Tarek M. Harchaoui (éditeurs). N° 15-204-XIF2001000 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Gramlich, Edward M. 1994. "Infrastructure investment: A review essay." *Journal of Economic Literature*. 32, 3 : 1176–1196.

Granger, Clive W.J. 2001. « Spurious regressions in econometrics ». Dans *A Companion to Theoretical Econometrics*. Badi Hani Baltagi (rév.). Oxford : Blackwell Publishing.

Granger, C.W.J., et P. Newbold. 1974. « Spurious regressions in economics ». *Journal of Econometrics*. 2, 2 : 111–120.

Grossman, Herschel I., et Robert F. Lucas. 1974. « The macro-economic effects of productive public expenditures ». The Manchester School of Economic & Social Studies. 42, 2 : 162–170.

Gu, Wulong, Mustapha Kaci, Jean-Pierre Maynard et Mary-Anne Sillamaa. 2003. « Chapitre 2—Changement de la composition de la population active canadienne et son influence sur la croissance de la productivité ». Dans *Croissance de la productivité au Canada-2002*. John R. Baldwin et Tarek M. Harchaoui (éditeurs). N° 15-204XIF2001000 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Hadi, Ali S. 1992. « Identifying multiple outliers in multivariate data ». *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*. 54, 3 : 761–771.

Hadi, Ali S. 1994. « A modification of a method for the detection of outliers in multivariate samples ». *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*. 56, 2 : 393–396.

Hadri, Kaddour. 2000. « Testing for stationarity in heterogeneous panel data ». *Econometrics Journal*. 3, 2 : 148–161.

Harchaoui, Tarek M. 1997. "Le capital public au Canada: Évolution historique et externalités." Dans *L'Économétrie Appliquée* (numéro spécial de *L'Actualité économique*). Christian Gouriéroux et Claude Montmarquette (rév.). 73 : 395–421. Paris : Economica.

Harchaoui, Tarek M., et Faouzi Tarkhani. 2002. « Chapitre 4—Une révision complète de la méthode d'estimation de l'intrant capital pour le programme de la productivité multifactorielle de Statistique Canada ». Dans *Croissance de la productivité au Canada-2002.* John R. Baldwin et Tarek M. Harchaoui (réviseurs). N° 15-204-XIF2001000 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Harchaoui, Tarek M., J. Jean, et Faouzi Tarkhani. 2003. *Prospérité, productivité : Une comparaison Canada-Australie*. Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE). N° 11F0027MIF2003018 au catalogue. Direction des etudes analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Harchaoui, Tarek M., et Faouzi Tarkhani. 2003. *Le capital public et sa contribution à la productivité du secteur des entreprises du Canada.* Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE). N° 11F0027MIF2003017 au catalogue. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Harchaoui, Tarek M., Faouzi Tarkhani et Paul Warren. 2003. *L'infrastructure au Canada : où en sommes-nous?* Aperçus sur l'économie canadienne. N° 11-624-MIF2003005 au catalogue. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Holtz-Eakin, Douglas. 1988. *Private Output, Government Capital, and the Infrastructure 'Crisis'.* Department of Economics, Discussion Paper no. 394. New York : Columbia University.

Holtz-Eakin, Douglas. 1994. « Public-sector capital and the productivity puzzle ». *The Review of Economics and Statistics*. 76, 1 : 12–21.

Hsiao, Cheng. 1986. *Analysis of Panel Data*. Econometric Society Monograph no. 11. New York : Cambridge University Press.

Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran, et Yongcheol Shin. 1995. *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*. Cambridge Working Paper in Economics no. 9526. Faculty of Economics. Cambridge, R.U: University of Cambridge. (également dans *Journal of Econometrics*. 2003. 115, 1 : 53–74)

Kwaitkowski, Denis, Peter C.B. Phillips, Peter Schmidt et Yongcheol Shin. 1992. « Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? » *Journal of Econometrics*. 54, 1-3 : 159–178.

Jorgenson, Dale W., et Kun-Young Yun. 1991. « The excess burden of taxation in the United States ». *Journal of Accounting, Auditing & Finance*. 6, 4 : 487–509.

Lynde, Catherine, et James Richmond. 1992. « The role of public capital in production ». *The Review of Economics and Statistics*. 74, 1 : 37–44.

Macdonald, Ryan. 2007. *Estimation de la PTF en présence de points aberrants et de points leviers : examen de l'ensemble de données KLEMS*. Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE). N° 11F0027MIF2007047. Ottawa : Statistique Canada.

Maddala, G.S., et In-Moo Kim. 1998. *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge, R.U : Cambridge University Press.

Maddala, G.S. et Shaowen Wu. 1999. « A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Édition spéciale. 61, 4 : 631–652.

Mas-Colell, Andrea, Michael D. Whinston et Jerry R. Green. 1995. *Microeconomic Theory*. Oxford; New York : Oxford University Press.

McCoskey, Suzanne, et Chihwa Kao. 1998. « A residual-based test of the null of cointegration in panel data ». *Econometric Reviews*. 17, 1 : 57–84.

Meade, J. 1952. « External economies and diseconomies in a competitive situation ». *The Economic Journal*. 62, 245 : 54–67.

Mera, Koichi. 1973. « II. Regional production functions and social overhead capital: An analysis of the Japanese case ». *Regional and Urban Economics*. 3, 2 : 157–185.

Munnell, Alecia H. 1990a. « Why has productivity growth declined? Productivity and public investment ». *New England Economic Review*. 1990, Jan.: 3–22. Boston, Mass. : Federal Reserve Bank of Boston.

Munnell, Alecia H. 1990b. « How does public infrastructure affect regional economic performance? » *New England Economic Review*. 1990, Sep.: 11–33. Boston, Mass. : Federal Reserve Bank of Boston.

Morrison, Catherine J., et Amy Ellen Schwartz. 1996. « State infrastructure and productive performance ». *American Economic Review*. 86, 5 : 1095–1111.

Nadiri, M. Ishaq, et Theofanis P. Mamuneas. 1994. « The effects of public infrastructure and R&D capital on the cost structure and performance of U.S. manufacturing industries ». *The Review of Economics and Statistics*. 76, 1 : 22–37.

Pedroni, Peter. 1999. « Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Édition spéciale. 61, 4 : 653–670.

Pereira, Alfredo M. 2000. « Is all public capital created equal? » *The Review of Economics and Statistics.* 82, 3 : 513–518.

Ramirez, Miguel D. 2004. "Is public infrastructure spending productive in the Mexican case? A vector error correction analysis." *The Journal of International Trade & Economic Development.* 13, 2 : 159–178.

Rousseeuw, Peter J. 1984. "Least median of squares regression." *Journal of the American Statistical Association.* 79, 388 : 871–880.

Rousseeuw, Peter J. 1985. "Multivariate estimation with a high breakdown point." Dans *Mathematical Statistics and Applications.* W. Grossman, G. Pflung, I. Vincze et W. Wertz (rév.). Volume B. : 283–297. Dordrecht, Pays-Bas : D. Reidel Publishing Company.

Rousseeuw, Peter J., et Annick M. Leroy. 1987. *Robust Regression and Outlier Detection.* New York : John Wiley & Sons.

Rousseeuw, Peter J., et Bert C. van Zomeren. 1990. « Unmasking multivariate outliers and leverage points ». *Journal of the American Statistical Association.* 85, 411 : 633–639.

Rousseeuw, Peter J., et Katrien van Driessen. 1999. « A fast algorithm for the minimum covariance determinant estimator ». *Technometrics.* 41, 3 : 212–223.

Rousseeuw, Peter J., et Victor J. Yohai. 1984. « Robust regression by means of S-estimators ». Dans *Robust and Non-linear Time Series, Lecture Notes in Statistics.* Vol. 26 : 256–272. J. Franke, W. Härdle et D. Martin (rév.). New York : Springer.

Shah, Anwar. 1992. « Dynamics of public infrastructure, industrial productivity and profitability ». *The Review of Economics and Statistics.* 74, 1 : 28–36.

Schankerman, Mark, et M. Ishaq Nadiri. 1984. *Restricted Cost Functions and the Rate of Return to Quasi-fixed Factors, with an Application to R&D and Capital in the Bell System.* Série de documents de travail du NBER, n° 1259. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

Statistique Canada. 2007. *Taux de dépréciation pour les comptes de la productivité.* La Revue canadienne de productivité. N° 15-206-XIF2007005 au catalogue. Division de l'analyse micro-économique. Ottawa : Statistique Canada.

Tatom, John A. 1991a. « Public capital and private sector performance ». *Federal Reserve Bank of St. Louis Review.* 73, 3 : 3–15.

Tatom, John A. 1991b. « Should government spending on capital goods be raised ». *Federal Reserve Bank of St. Louis Review.* 73, 2 : 3–15.

Tatom, John A. 1993. « Is an infrastructure crisis lowering the nation's productivity? » *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. 75, 6 : 3–21.

Usher, Dan. 1984. « An instructive derivation of the expression for the marginal cost of public funds ». *Public Finance*. 39, 3 : 406–411.

Wylie, Peter J. 1996. « Infrastructure and Canadian economic growth 1946–1991 ». *Revue canadienne d'économique*. 29, Édition spéciale : Partie 1: S350–S355.

Yule, G. Udny. 1926. « Why do we sometimes get nonsense-correlations between time-series? A study in sampling and the nature of time-series ». *Journal of the Royal Statistical Society*. 89, 1 : 1–63.

ANALYSE ÉCONOMIQUE
DOCUMENTS DE RECHERCHE

No.001 Une comparaison de la croissance économique au Canada et aux États-Unis à l'âge de l'information 1981-2000 : L'importance de l'investissement dans les technologies de l'information et des communications, ***Philip Armstrong, Tarek M. Harchaoui, Chris Jackson et Faouzi Tarkhani (1 mars 2002)***

No.002 Parité de pouvoir d'achat : Le cas du Canada et des États-Unis, ***Beiling Yan (mai 2002)***

No.003 L'importance accrue des producteurs plus petits dans le secteur de la fabrication : Comparison Canada/Etats-Unis, ***John Baldwin, Ron S. Jarmin et Jianmin Tang (mai 2002)***

No.004 Statistiques sur le commerce des sociétés affiliées à l'étranger – 1999 : La livraison des biens et des services sur les marchés internationaux, ***Colleen Cardillo (avril 2002)***

No.005 Volatilité de l'emploi au niveau régional dans le secteur canadien de la fabrication : Les effets de la spécialisation et du commerce, ***John Baldwin, W.Mark Brown (11 avril 2003)***

No.006 Antécédents de croissance, degré de concentration des connaissances et structure financière des petites entreprises, ***Guy Gellatly, S.Thornhill, A.Riding (06 août 2003)***

No.007 Prise en compte des émissions de gaz à effet de serre dans le cadre conventionnel d'estimation de la productivité, ***Tarek M. Harchaoui, Dmitry Kabrelyan, Rob Smith (le 1 novembre 2002)***

No.008 Vaincre les distances, vaincre les frontières : comparaison des échanges régionaux en Amérique du Nord, ***W.Mark Brown (16 avril 2003)***

No.009 L'impact des émissions de gaz à effet de serre sur la croissance de la productivité au Canada, 1981-1996 : une approche expérimentale, ***Tarek M. Harchaoui et Pierre Lasserre (le 1 novembre 2002)***

No.010 Une approche frontière de la productivité multifactorielle au Canada et aux Etats-Unis, ***Kais Dachraoui, Tarek M. Harchaoui (le 3 avril 2003)***

No.011 Participation aux marchés d'exportation et productivité du secteur canadien de la fabrication, ***John R.Baldwin, Wulong Gu (le 13 août)***

No.012 Effet de l'utilisation des technologies de pointe sur le rendement des entreprises du secteur canadien de la transformation des aliments, ***John R.Baldwin, David Sabourin et David Smith (le 3 juin 2003)***

No.013 Statistiques sur le commerce des sociétés affiliées à l'étranger – Opération canadiennes à l'étranger 1999 à 2001, ***Division de la balance des paiements, par Michael Marth (mai 2003)***

No.014 Effect de la réduction des tarifs sur la taille et sur le roulement des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication, ***Wulong Gu, G.Sawchuk, L.Whewell (le 19 août)***

No.015 Les sources de la croissance des émissions de CO2 du secteur canadien des entreprises, 1990 à 1996, ***par Kaïs Dachraoui, Gerry Gravel, Tarek M. Harchaoui et Joe St. Lawrence (septembre 2003)***

No.016 Répercussions du travail autonome sur la croissance de la productivité du travail: Comparison Canada-États-Unis, ***John R. Baldwin, James Chowhan (le 21 août 2003)***

No.017 Le capital public et sa contribution à la productivité du secteur des entreprises du Canada, ***Tarek M. Harchaoui et Faouzi Tarkhani (le 12 novembre 2003)***

No.018 Prospérité et productivité : Une comparaison Canada-Australie, ***Tarek M. Harchaoui, Jimmy Jean et Faouzi Tarkhani (le 09 décembre 2003)***

No.019 Exode, rationalisation ou concentration? Analyse des sièges sociaux au Canada, 1999 à 2002, ***John Baldwin, Desmond Beckstead et W. Mark Brown (le 08 décembre 2003)***

No.020 Effet de l'évolution de l'utilisation des technologies sur le rendement des établissements dans le secteur de la fabrication au Canada, ***John Baldwin et David Sabourin (27 juillet 2004)***

No.021 Concurrence industrielle, évolution des parts de marché et croissance de la productivité, ***John Baldwin et Wulong Gu (22 juillet 2004)***

No.022 Innovation, survie et rendement des établissements canadiens de fabrication, ***John Baldwin et Wulong Gu (Septembre 2004)***

No.023 Renouvellement de l'économie manufacturière au Canada : Une comparaison régionale, 1973 à 1996, ***W.Mark Brown (21 octobre 2004)***

No.024 Rattrapage et perte de terrain : la performance provinciale du PIB par habitant entre 1990 et 2003, ***John R. Baldwin, W. Mark Brown, Jean-Pierre Maynard, Danielle Zietsma (9 novembre 2004)***

No.025 Qu'est-il advenu de la croissance économique et de la productivité au Canada et aux États-Unis à l'ère de l'information? ***Tarek M. Harchaoui et Faouzi Tarkhani (23 novembre 2004)***

No.026 Utilisation de l'eau, prix fictifs et productivité du secteur canadien des entreprises, ***Kaïs Dachraoui et Tarek M. Harchaoui (1 décembre 2004)***

No.027 Libéralisation des échanges : participation aux marchés d'exportation, croissance de la productivité et innovation, ***John Baldwin et Wulong Gu (14 décembre 2004)***

No.028 Comparaison des niveaux de productivité au Canada et aux États-Unis : étude de certains aspects de la mesure, ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, Marc Tanguay, Fanny Wong et Beiling Yan (20 janvier 2005)***

No.029 Intégration et cointégration : les prix dans les secteurs canadien et américain de la fabrication obéissent-ils à la « loi du prix unique »? ***André Bernard, Paul Warren et Beiling Yan (15 février 2005)***

No.030 Rentabilité des entreprises sous contrôle canadien par rapport aux entreprises sous contrôle américain, ***Paul Warren (3 mars 2005)***

No.031 Réactions à la libéralisation des échanges : changements observés au niveau de la diversification des produits dans les usines sous contrôle étranger et canadien, ***John R. Baldwin, Richard Caves et Wulong Gu (24 mars 2005)***

No.032 Investissements du Canada en science et innovation : Le concept actuel de la recherche et développement est-il suffisant? ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Guy Gellatly (12 avril 2005)***

No.033 Les disparitions du monde industriel : Fermetures d'usines et retrait de capitaux, ***John R. Baldwin (4 mai 2005)***

No.034 Multinationales étrangères et effectif des sièges sociaux des enterprises canadiennes de fabrication, ***John R. Baldwin et W.Mark Brown (8 juin 2005)***

No.035 Demande de compétences au Canada : le rôle de l'impartition à l'étranger et de la technologie de l'informaton et des communications, ***Beiling Yan (28 octobre 2005)***

No.036 Crédit commercial et limitation du crédit des entreprises canadiennes, ***Rose Cunningham (04 novembre 2005)***

No.037 Indicateurs clés au Canada, ***Paul Warren (30 novembre 2005)***

No.038 Les répercussions du commerce sur la taille des usines, la durée des cycles de production et la diversification, ***John R. Baldwin et Wulong Gu (19 mai 2006)***

No.039 Comment les régions du Canada s'adaptent-elles à un marché nord-américain plus grand et plus intégré? ***Wulong Gu et Gary D. Sawchuk (31 mai 2006)***

No.040 Proposition pour le traitement de la recherche et du développement comme une dépense en immobilisations dans le SCN du Canada, ***Meir Salem et Yusuf Siddiqi (29 juin 2006)***

No.041 Les mouvements cycliques du taux de change et les prix dans les secteurs canadien et américain de la fabrication, ***John R. Baldwin et Beiling Yan (28 juin 2006)***

No.042 Concurrence, roulement des entreprises et croissance de la productivité, ***John R. Baldwin et Wulong Gu (25 septembre 2006)***

No.043 Influences intérieures et étrangères sur les prix canadiens selon les mouvements cycliques du taux de change, 1974 à 1996, ***John R. Baldwin et Beiling Yan (8 novembre 2006)***

No.044 Les fluctuations de l'avantage comparatif : le commerce et la spécialisation industrielle des régions manufacturières au Canada, 1974 à 1999, ***W. Mark Brown (25 juin 2007)***

No.045 Économies urbaines et productivité, ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead, W. Mark Brown et David L. Rigby (18 juin 2007)***

No.046 PIB réel et pouvoir d'achat de la production provinciale, ***Ryan Macdonald (24 juillet 2007)***

No.047 Estimation de la PTF en présence de points aberrants et de points leviers : examen de l'ensemble de données KLEMS ***Ryan Macdonald (5 décembre 2007)***

No.048 Croissance du revenu réel du Canada et des États-Unis avant et après 2000 : renversement des fortune, ***Ryan Macdonald (22 novembre 2007)***

No.049 Économies d'agglomération : estimations de panel de microdonnées du secteur canadien de la fabrication, ***John R. Baldwin, W. Mark Brown et David L. Rigb (5 février 2008)***

No.050 Un examen du rôle du capital public dans la production, ***Ryan Macdonald (15 avril 2008)***